

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL E AMBIENTAL

**ESTUDO DO COMPORTAMENTO NÃO ESTACIONÁRIO
DAS VAZÕES NO RIO PARAGUAI: DETECÇÃO,
ATRIBUIÇÃO E PREVISÃO DE CHEIAS**

MARCUS SUASSUNA SANTOS

ORIENTADOR: CARLOS HENRIQUE RIBEIRO LIMA

**TESE DE DOUTORADO EM TECNOLOGIA AMBIENTAL E
RECURSOS HÍDRICOS**

BRASÍLIA/DF, DEZEMBRO/2019

**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE TECNOLOGIA
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA CIVIL E AMBIENTAL**

**ESTUDO DO COMPORTAMENTO NÃO ESTACIONÁRIO DAS
VAZÕES NO RIO PARAGUAI: DETECÇÃO, ATRIBUIÇÃO E
PREVISÃO DE CHEIAS**

MARCUS SUASSUNA SANTOS

**TESE SUBMETIDA AO DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA
CIVIL E AMBIENTAL DA FACULDADE DE TECNOLOGIA DA
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA COMO PARTE DOS REQUISITOS
NECESSÁRIOS PARA A OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM
TECNOLOGIA AMBIENTAL E RECURSOS HÍDRICOS.**

APROVADA POR:

**Carlos Henrique Ribeiro Lima, PhD (FT-UnB)
(Orientador)**

**Éber José de Andrade Pinto (UFMG)
(Examinador Externo)**

**Rodrigo Cauduro Dias de Paiva (UFRGS)
(Examinador Externo)**

**Alexandre Kepler (FT-UnB)
(Examinador Interno)**

Brasília/DF, Dezembro de 2019.

FICHA CATALOGRÁFICA

SANTOS, MARCUS SUASSUNA

Estudo do comportamento não estacionário das vazões no rio Paraguai: detecção, atribuição e previsão de cheias [Distrito Federal] 2019, 223p. 210 x 297 mm (ENC/FT/UnB, Doutor, Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos, 2019).

Tese de Doutorado – Universidade de Brasília. Faculdade de Tecnologia.

Departamento de Engenharia Civil e Ambiental.

1.Cheias

2.Previsão

3. Não estacionariedade

4.Atribuição de mudança

I. ENC/FT/UnB

II. Título (série)

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

SANTOS, M. S. (2019). Estudo do comportamento não estacionário das vazões no rio Paraguai: detecção, atribuição e previsão de cheias. Tese de Doutorado em Tecnologia Ambiental e Recursos Hídricos, Publicação PTARH.TD-024/2019, Departamento de Engenharia Civil e Ambiental, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 199p.

CESSÃO DE DIREITOS

AUTOR: Marcus Suassuna Santos.

TÍTULO: Estudo do comportamento não estacionário das vazões no rio Paraguai: detecção, atribuição e previsão de cheias.

GRAU: Doutor

ANO: 2019

É concedida à Universidade de Brasília permissão para reproduzir cópias desta tese de doutorado e para emprestar ou vender tais cópias somente para propósitos acadêmicos e científicos. O autor reserva outros direitos de publicação e nenhuma parte desta tese de doutorado pode ser reproduzida sem autorização por escrito do autor.

Marcus Suassuna Santos
SQN 316 Bloco B, Asa Norte
70.775-020 – Brasília/DF - Brasil

AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha esposa Andrea, pelo incentivo, apoio e compreensão durante a elaboração desta tese, e à minha filha Luísa Beatriz, por ter chegado a este mundo ao final do doutorado trazendo outro significado para tudo nesta vida.

Aos meus pais, Josemar e Maria, meus irmãos, Saulo, Juliana, Daniel e Aline, sobrinhos Isabela e Heitor e à Maria, por estarem sempre presentes no limite de suas possibilidades.

Aos meus sogros, Bento e Ivani, cunhados, Julianna, Priscilla e Fernando e sobrinhos Isabella, Antônio Carlos, Manuela, Felipe, Rafael e Daniel, por também serem sempre companheiros nessa jornada.

Ao meu orientador, professor Carlos Henrique Ribeiro Lima, pela constante dedicação e apoio no decorrer deste trabalho.

Ao professor Luis Mediero, co-orientador no exterior durante o doutorado sanduíche, pelas contribuições essenciais ao desenvolvimento deste trabalho e apoio nas publicações.

À CPRM, pela liberação para realização do doutorado e especialmente ao doutor Thales Queiroz Sampaio, por todo suporte, em nome de quem agradeço a toda diretoria executiva da CPRM.

À CAPES, pela concessão de bolsa de estudos no âmbito do programa de doutorado sanduíche no exterior.

Aos colegas, professores e amigos da CPRM e do PTARH, pelo suporte oferecido em todas as ocasiões em que foi necessário.

Panta rhei.

Heráclito

It looks as if, recently, our scientific community has been amazed that things change.

Demetris Koutsoyiannis

Mas toda a ciência desta Terra não me dirá nada que me assegure que este mundo me pertence. Vocês o descrevem e me ensinam a classificá-lo. Vocês enumeram suas leis e, na minha sede de saber, aceito que elas são verdadeiras. Vocês desmontam seu mecanismo e minha esperança aumenta (...). Explicam-me este mundo com uma imagem. Então percebo que vocês chegaram à poesia: nunca poderei conhecer.

Albert Camus

RESUMO

ESTUDO DO COMPORTAMENTO NÃO ESTACIONÁRIO DAS VAZÕES NO RIO PARAGUAI: DETECÇÃO, ATRIBUIÇÃO E PREVISÃO DE CHEIAS

Esta pesquisa teve como objetivo estudar as cheias na bacia do rio Paraguai em um contexto não-estacionário, produzindo uma caracterização dos processos físicos responsáveis pelas mudanças de comportamento das cheias ao longo do histórico de vazões e, a partir dessas análises, realizar previsões probabilísticas de cheias anuais. Inicialmente, as mudanças de comportamento observadas em séries temporais de cheias ao longo de diversas estações na bacia foram caracterizadas. Notou-se que o comportamento não estacionário nas séries é mais bem descrito por meio de saltos (ou mudanças abruptas) entre diferentes regimes de cheias. Em um segundo passo, foram identificados, por meio do estudo de trajetórias de tempestades, diferentes condições atmosféricas associadas a cada uma das cheias na região. Contudo, não foi possível reconhecer uma associação entre esses processos e a magnitude das cheias no local. Buscou-se então atribuir as mudanças observadas nas séries a partir do ajuste de um modelo de distribuição generalizada de valores extremos (GEV) não-estacionário nas séries anuais de cheias, onde foram inseridas variáveis explicativas relacionadas a mudanças na bacia, ao clima local e a preditores climáticos de larga escala. Os resultados indicaram que a umidade antecedente e o balanço hídrico na bacia são os principais fatores que explicam as mudanças de comportamento observadas nas séries de cheias. Conseqüentemente, essas variáveis são as que melhor auxiliam na previsão de cheias na área de estudo com horizontes de previsão de 2 a 11 meses. De forma secundária, mecanismos atmosféricos associados ao regime de precipitação (número de dias chuvosos, consecutivos ou não) também auxiliam a explicar e prever mudanças no regime hidrológico da região. As variáveis climáticas de larga escala (e.x. relacionadas ao El Niño) possuem um papel reduzido. Finalmente, ajustou-se um modelo de distribuição Beta aos hidrogramas anuais de diversas séries e investigou-se a previsibilidade de cheias anuais na região a partir da previsão dos parâmetros da distribuição Beta ajustada. A abordagem proposta produziu previsões de cheias satisfatórias para as vazões. Dessa forma, os resultados alcançados na presente pesquisa esclarecem os principais processos hidrológicos e atmosféricos associados com as cheias na Bacia do rio Paraguai, assim como fornece os principais subsídios para o desenvolvimento de um sistema de previsão e alerta de cheias para a região.

ABSTRACT

A NON-STATIONARY ANALYSIS OF EXTREME FLOWS IN THE PARAGUAY RIVER BASIN: DETECTION, ATTRIBUTION AND FLOOD FORECASTING

This research aims to study the floods in the Paraguay River basin in a non-stationary context. Physical processes linked to the changes in the floods behaviour were identified and, from this analysis, a framework of probabilistic forecasting of annual floods is proposed. Initially, the changes observed in flood time series over several stream gauges in the basin were characterized. We concluded that step changes between different flood regimes best describe non-stationary behaviour in the series. In a second step, we used storm tracks to identify different atmospheric conditions linked with each of the floods in the region. However, it was not possible to recognise a connection between these processes and the magnitude of flooding at the region. It was then sought to attribute the observed changes in the series by adjusting a non-stationary generalised extreme value distribution (GEV) model to the annual flood series, resulting in that the antecedent moisture content and the water balance in the basin are the main factors that explain the shifting behaviour of maximum annual flows. Consequently, these variables are the ones that best support flood forecasting with a 2 to 11-month lead time. Secondly, atmospheric mechanisms associated with the rainfall regime (number of rainy days, consecutive or not) also help to explain and predict changes in the hydrological regime of the region. Large-scale climate variables (e.g. related to El Niño) play a small role. Finally, a Beta distribution model was fitted to the annual hydrographs of several series, and the predictability of annual flooding in the region was investigated by predicting the adjusted Beta distribution parameters. The proposed approach produced satisfactory flood predictions for peak flow. Thus, the results achieved in this research shed light on the main hydrological and atmospheric processes associated with flooding in the Paraguay River Basin, as well as providing the main inputs for the development of a flood forecasting and warning system for the region.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	1
2	OBJETIVOS.....	5
3	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	6
3.1	Modelos estacionários.....	6
3.1.1	Estimativa de vazões máximas: distribuição de probabilidades Generalizada de Valores Extremos.....	8
3.1.2	A modelagem ARMA na análise de séries temporais.....	9
3.2	Uma possível transição de perspectivas em modelos estocásticos – modelagem não estacionária.....	11
3.2.1	Período de retorno e risco em condição não estacionária.....	11
3.3	Séries hidrológicas não estacionárias e o problema da detecção das mudanças... 20	
3.4	Séries hidrológicas não estacionárias e o problema da atribuição.....	24
3.5	Estudos anteriores na bacia do rio Paraguai.....	29
3.5.1	O problema da detecção.....	29
3.5.2	O problema da atribuição.....	30
3.5.3	Projeções futuras de probabilidades de cheias na bacia do rio Paraguai.....	32
4	METODOLOGIA.....	34
4.1	Área de estudo.....	34
4.1.1	Aspectos geológicos.....	35
4.1.2	Aspectos climatológicos.....	36
4.1.3	Aspectos de interesse ecológico da região.....	39
4.1.4	Aspectos da pedologia local.....	40
4.2	Dados hidro-climatológicos.....	42
4.2.1	Dados hidrológicos.....	42
4.2.2	Temperaturas médias mensais e evapotranspiração potencial.....	44
4.2.3	Dados de trajetórias de tempestades.....	45

4.2.4	Dados climatológicos	47
4.3	Detecção de saltos nas séries históricas	51
4.4	Atribuição de causas às mudanças observadas	53
4.4.1	A componente atmosférica	54
4.4.2	A componente da bacia hidrográfica	55
4.5	Atribuição usando trajetórias de tempestades.....	57
4.6	Modelagem de vazões máxima anuais utilizando-se a função de distribuição de valores extremos	59
4.7	Modelagem de hidrogramas anuais de cheias por meio de funções de distribuição de probabilidades na estação Porto Murtinho.....	60
4.7.1	Separação de escoamentos de base.....	61
4.7.2	Ajuste de distribuições de probabilidade.....	62
4.7.3	Análise dos erros do modelo de aproximação	64
4.7.4	Modelos de previsão de hidrogramas	65
5	RESULTADOS	68
5.1	Avaliação preliminar de dados hidrológicos.....	68
5.2	Detecção do comportamento não estacionário	71
5.2.1	Análise dos períodos dos saltos	74
5.3	Análise das tempestades associadas às cheias	77
5.3.1	Aplicação para a bacia do alto rio Paraguai – estação de Cáceres	77
5.3.2	Atribuição de tendências para bacias espanholas	85
5.4	Atribuição de causas para a mudança de comportamento das cheias.....	99
5.4.1	Análise de Mudanças estruturais das variáveis explicativas	99
5.4.2	Variáveis explicativas e modelos lineares	105
5.4.3	Ajustes da distribuição de valores extremos não estacionária.....	106
5.4.4	Simulação a partir de modelo de distribuição de valores extremos	114
5.5	Previsão de vazão e tempo de pico na estação Porto Murtinho - distribuições de probabilidade ajustadas ao hidrograma de cheia anual	116

5.5.1	Separação de escoamento rápido e fluxos de base	116
5.5.2	Ajuste de funções de distribuição de probabilidades.....	119
5.5.3	Caracterização dos erros do modelo.....	123
5.5.4	Modelos de previsão dos hidrogramas	126
6	CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES.....	131
	REFERÊNCIAS	134
	APÊNDICES	153
	APÊNDICE A - Lista das estações fluviométricas e pluviométricas utilizadas no presente estudo	154
	APÊNDICE B. Curvas-chave das estações fluviométricas utilizadas.....	155
	APÊNDICE C. Resultados do teste de múltiplos saltos aplicado às séries de máximos anuais nas 46 estações estudadas.....	160
	APÊNDICE D. Padrões regionais de saltos das variáveis explicativas consideradas neste estudo.....	165
	APÊNDICE E. Ajustes não estacionários da distribuição de valores extremos às estações estudadas.....	169
	APÊNDICE F. Comparação dos espectros de ondaletas observados nas séries de QMax (à esquerda de cada painel) e das medianas das 1.000 séries simuladas (à direita dos painéis).	174
	APÊNDICE G. Ajustes da distribuição Beta às cheias da estação Porto Murtinho.....	178
	APÊNDICE H. Simulação das cheias em Porto Murtinho, utilizando-se a distribuição Beta e simulações dos erros.....	186
	APÊNDICE I. Descrição da Cheia de 1981/1982.	195

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1. Níveis médios mensais na estação de medição de níveis em Ladário – rio Paraguai (Código: 66825000).....	2
Figura 3.1: Cascata de Nash com N reservatórios lineares - Fonte: Beven (2012).	16
Figura 4.1. Mapa de situação da área de estudo.	34
Figura 4.2. Sistemas aluviais e deposicionais da Planície do Pantanal, com destaque aos sistemas deposicionais do rio Taquari (abaixo), São Lourenço (intermediário) e Cuiabá (superior) (adaptada de Assine et al., 2015, 2014; e Pupim et al., 2017).	35
Figura 4.3. Figuras ilustrativas de (a) Zonas de Convergência do Atlântico Sul, (b) frente fria e (c) Complexos Convectivos de Mesoescala (Fonte: CPTEC/INPE).	37
Figura 4.4: Gradiente de precipitação média anual em função da latitude e longitude.....	38
Figura 4.5: Isoietas Anuais de chuvas médias anuais na escala 1:5.000.000 para o período de 1977 a 2006 (Fonte: Atlas Pluviométrico do Brasil – CPRM).	38
Figura 4.6: Distribuição dos diferentes tipos de solo ao longo da área de estudo (Fonte do dado: Santos et al., 2011).	41
Figura 4.7. Localização das 46 estações fluviométricas e das 182 estações pluviométricas na parcela brasileira da bacia do rio Paraguai utilizadas no presente estudo, com numeração sequencial.	43
Figura 4.8: Estimativas de reanálise de dados de temperaturas médias mensais para a área delimitada à jusante pela estação de Porto Murtinho (Dados acessados em 13/09/2018, disponível em: https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html). ...	44
Figura 4.9. Anomalias de TSM sobre o Oceano Pacífico características do fenômeno El Niño, à esquerda, e La Niña, à direita - na figura, o vermelho representa uma anomalia positiva e azul uma anomalia negativa (Fonte: NOAA, 2016).	47
Figura 4.10. Regiões Niño (Fonte: ACE CRC, 2016).	48
Figura 4.11. Evolução da TSM na região Niño 3.4.	49
Figura 4.12. Anomalias de temperatura da Oscilação Decenal do Pacífico - Fase quente, à esquerda, e fase fria, à direita; setas indicam a direção de cisalhamento dos ventos (Fonte: Mantua et al., 1997).	49
Figura 4.13. Evolução da Oscilação Decenal do Pacífico.	50
Figura 4.14. Caracterização da OMA em sua fase quente (Deser et al., 2010).	50
Figura 4.15. Evolução da Oscilação Multidecenal do Atlântico.	51
Figura 5.1: Curvas-chave em estações selecionadas na bacia do rio Paraguai.	69
Figura 5.2: Distribuição espacial das estações estudadas com indícios de deposição ou erosão.	70

Figura 5.3: Detecção do comportamento não estacionário em estações localizadas no alto rio Paraguai, Cuiabá, Coxim e baixo rio Paraguai. Séries de vazões são apresentadas com pontos pretos e linhas cinza; diferentes médias em diferentes períodos são apresentadas com linhas tracejadas cinzas; tendências lineares são apresentadas com linhas verdes; datas prováveis dos saltos, com linhas verticais cinzas; barras vermelhas horizontais indicam os intervalos de confiança da data provável do salto.	72
Figura 5.4: Padrões regionais de mudanças abruptas de vazões: mudanças de regime em panorama regional – cores indicam distintos regimes de vazões. Mudanças do azul para o laranja indicam redução das cheias médias naquele período (e vice-versa).....	76
Figura 5.5: Séries histórica de vazões máximas anuais em Cáceres.	78
Figura 5.6: Histograma de máximas anuais em Cáceres.	78
Figura 5.7: Trajetórias de tempestades estimadas em 6 eventos de cheias máximas anuais na bacia do rio Paraguai (de a a f: 17/01/1974; 12/01/1978; 12/02/1998; 04/03/1982; 31/12/1978; 07/03/1999).	80
Figura 5.8: Resultado da separação em Clusters das trajetórias de tempestades - Todas as trajetórias de tempestades classificadas em 5 clusters.....	81
Figura 5.9: Relação entre magnitude de cheias e diferentes classificações de tempestades – Boxplots de magnitude das cheias para cada classe de tempestades definida.....	81
Figura 5.10: Relação entre magnitude de cheias e diferentes classificações de tempestades - relação entre quantidade de trajetórias pertencentes a um determinado cluster e magnitude das cheias.....	83
Figura 5.11: Histórico de cheias de acordo com classificação por meio do algoritmo das K-Medias.	83
Figura 5.12: Histórico de cheias de acordo com classificação por meio do algoritmo das K-Medias, ordenado de acordo com a magnitude das cheias.....	84
Figura 5.13: Localização das 14 estações hidrológicas espanholas avaliadas. As cores indicam o tamanho a quantidade de anos com dados disponíveis entre o período de 1967 a 2014.....	86
Figura 5.14: Séries históricas de cheias anuais nas 14 estações estudadas com indicação das tendências utilizando ajuste polinomial localizado - <i>LOESS</i>	87
Figura 5.15: Sinal e significância das tendências das séries de vazões máximas anuais utilizando o teste de Mann-Kendal.....	88
Figura 5.16: Exemplos de tipos de trajetórias de tempestades que alcançaram a bacia do rio Tagus em cinco ocasiões: (a) Tempestades de Norte, em 18 de 2011; (b) Tempestades	

Mediterrâneas em 23 de Abril de 1975; (c) Tempestades de reciclagem de umidade em 31 de Maio de 1989; (d) Tempestades de Oeste em 15 de Novembro de 1979; e (e) Tempestades Tropicais Atlânticas em 27 de Março de 2013.	89
Figura 5.17: Diminuição do resíduo da variância com o aumento do número de clusters K.	91
Figura 5.18: Pontos de partida de todas as tempestades estimadas, com cores associadas a cada tipo de tempestade (1: Tempestades de Norte; 2: Tempestades de Oeste; 3: Tempestades Tropicais Atlânticas; 4: Tempestades de reciclagem de umidade; e 4: Tempestades Mediterrâneas); (b) Trajetória vertical média em cada cluster.	92
Figura 5.19: Sazonalidade das cheias para cada tipo de tempestade (coluna da esquerda) e densidade dos hidrogramas (coluna da direita) para todas as estações estudadas (linha superior); para a região sob influência predominante de tempestades Atlânticas (linha intermediária); e para a região sob influência predominante de tempestades Mediterrâneas (linha inferior).	94
Figura 5.20: Gráficos de densidades de probabilidades empíricas da magnitude das cheias (em m ³ /s) nas estações 1295, 3005 e 5012.	94
Figura 5.21: Evolução temporal dos tipos de tempestades na Espanha (gráfico superior), na região Atlântica (inferior esquerdo) e Mediterrânea (inferior direito). Cheias oceânicas correspondem ao valor 1 e cheias continentais, a zero. Os pontos são coloridos conforme cada um dos cinco tipos de tempestades.	96
Figura 5.22. Panorama regional dos saltos observados em variáveis hidro-climatológicas relacionadas com as cheias: (a) vazão média anual; (b) precipitação acumulada anual; (c) coeficiente de <i>runoff</i> anual; (d) precipitação máxima anual; (e); número de dias com pelo menos 10 mm de chuvas; (f) episódios com ao menos 5 dias consecutivos de chuvas; (g) evapotranspiração potencial estimada com a equação de Hargreaves.	100
Figura 5.23. Principais classes de parâmetros que produzem mudanças nos indicadores de posição da distribuição Gumbel na área de estudo, considerando-se apenas as variáveis do clima e da bacia hidrográfica.	107
Figura 5.24. Principais classes de parâmetros que produzem mudanças nos indicadores de posição da distribuição Gumbel na área de estudo, considerando as variáveis do clima, da bacia hidrográfica e da atmosfera.	108
Figura 5.25. Comparação dos ajustes estacionários e não estacionários da distribuição de Gumbel em cinco locais selecionados na área de estudo. Linhas pretas sólidas representam as séries temporais observadas; linhas tracejadas azuis e vermelhas representam níveis de	

cheias para os períodos de retorno de 2 e 100 anos, respectivamente, no ajuste estacionário; faixas alaranjadas largas representam o intervalo de predição de 95% no ajuste estacionário; linhas sólidas azuis e vermelhas representam inundações para períodos de retorno de 2 e 100 anos, respectivamente, no ajuste não estacionário; e faixas azuis claras largas representam o intervalo limitado entre os quantis de 2,5% e 97,5% no ajuste não estacionário. No subtítulo de cada figura, as variáveis mais relevantes do ajuste são mostradas. 110

Figura 5.26: Classificação dos modelos em função do BIC relativo (ou Δi) em cinco locais selecionados na área de estudo. As três linhas horizontais (em vermelho, laranja e amarelo) representam os limiares de Δi sugeridos (iguais a 2, 7 e 10, respectivamente). As barras cinza verticais indicam os Δi para cada um dos 127 modelos estudados por estação. A barra azul representa o modelo estacionário. Na legenda são apresentados os modelos em que $\Delta i < 2$ 112

Figura 5.27: Predominância das variáveis explicativas por sub-bacias (as cores das barras variam conforme o compartimento a que ela pertence – verde para as variáveis associadas à bacia hidrográfica; roxo para as variáveis associadas ao clima; e laranja para as variáveis associadas a comportamento atmosférico de mais curto prazo). 113

Figura 5.28. *Diagrama de caixas* das estatísticas obtidas a partir das 1.000 simulações de séries históricas de cheias nas 24 estações analisadas em comparação com o valor observado (indicado pela linha vermelha horizontal): (a) média padronizada; mediana padronizada; (c) desvio padrão padronizado; (d) Q90% padronizada; (e) assimetria relativa. 114

Figura 5.29. Comparação dos espectros de ondaletas observados nas séries de QMax (à esquerda de cada painel) e das medianas das 1.000 séries simuladas (à direita dos painéis): (a): Alto Paraguai; (b): rio Cuiabá; (c): rio Taquari; (d): rio Miranda; (e): médio Paraguai; (f): baixo Paraguai. 115

Figura 5.30: Resultado da separação dos escoamentos de base: as linhas verdes indicam diferentes coeficientes α que variam entre 0,990 e 0,999, com destaque para a linha sólida vermelha, em que α é igual a 0,997 (valor utilizado). 117

Figura 5.31: (a) Hidrogramas anuais com destaque para as duas maiores cheias do histórico; (b) hidrogramas de escoamento superficiais - HESs. 117

Figura 5.32: Representação gráfica da matriz de correlação das variáveis usadas para gerar o hidrograma adimensional. No gráfico, pontos azuis (vermelhos) correspondem a uma correlação positiva (negativa). O diâmetro da circunferência está relacionado ao valor da

correlação, cujos valores são indicados no gráfico (<i>Qi</i> : vazão ao início do HES; <i>Duration</i> : duração do HES; <i>tp</i> : tempo de pico, desde o início do ano hidrológico; <i>tpt</i> : tempo de pico do HES; <i>Qp</i> : vazão de pico; <i>Qpt</i> : vazão de pico do HES, após a separação do escoamento de base; <i>Vol</i> : volume do HES).....	118
Figura 5.33: Hidrogramas adimensionais de cheias anuais – as duas maiores cheias registradas são destacadas em linhas vermelhas sólidas; o hidrograma adimensional médio é destacado com uma linha tracejada vermelha.....	119
Figura 5.34: Ajustes das distribuições Beta, Gama e Log-Normal à maior cheia do histórico (ano hidrológico 1981/1982).	120
Figura 5.35: Ajuste da FDP Beta às vazões observadas em cada ano na estação Porto Murtinho.	121
Figura 5.36: Variabilidade dos formatos dos hidrogramas ajustados a partir da FDP Beta às cheias em Porto Murtinho.	122
Figura 5.37: Pares de pontos dos parâmetros <i>a</i> e <i>b</i> da FDP Beta em Porto Murtinho. A elipse engloba a região em que 95% dos pares de pontos <i>a</i> e <i>b</i> se encontram, assumindo-se uma distribuição t multivariada para o par – a área estimada da elipse é de 4,49.....	122
Figura 5.38: Caracterização do erro de ajuste da FDP Beta aos hidrogramas: (a) séries históricas dos erros de ajuste; (b) histograma dos erros – assimetria de 0.25; (c) função de autocorrelação do erro de ajuste.	123
Figura 5.39: Variação do desvio padrão dos erros do modelo de previsão em função da evolução dos hidrogramas adimensionais.	124
Figura 5.40: Simulação da cheias observada no ano hidrológico de 1981-1982 a partir do ajuste do hidrograma com o emprego da FDP Beta e da ponte Browniana com AR(2) para o erro.....	125
Figura 5.41: Vazões de pico dos hidrogramas simulados (os picos das 100 simulações de cada ano são indicados por pontos em cinza) e vazões máximas anuais observadas (linhas vermelhas).	126
Figura 5.42: Matriz de correlação das variáveis que descrevem os hidrogramas de cheias anuais em Porto Murtinho.	127
Figura 5.43: Exemplo de previsão da maior cheia do histórico (1981/1982): (a) ajuste do modelo ou previsão perfeita dos quatro parâmetros; (b) previsão perfeita do volume; (c) previsão do volume com modelo de regressão múltipla condicionado à média.	130
Figura A.0.1: Vazões observadas na estação Porto Murtinho com indicação das vazões mínimas e máximas observadas no ano de 1982.....	195

Figura A.0.2: Precipitações médias na bacia de contribuição à estação Porto Murtinho observadas ao longo do período hidrológico de 1981/1982, com destaque aos eventos que superaram 10 mm de chuvas.	198
Figura A.0.3: Precipitações médias na bacia de contribuição à estação Porto Murtinho observadas ao longo do período hidrológico de 1981/1982, com destaque aos eventos que superaram 10 mm de chuvas.	199

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1. Forçantes hidro-climáticas para mudanças nas cheias (adaptada de Merz et al., 2012).....	25
Tabela 4.1: Breve caracterização dos tipos de solo na área de estudo (Fonte: Ageitec / Embrapa)	40
Tabela 4.2. Variáveis hidro-climáticas utilizadas como variáveis explicativas das mudanças de vazões na área de estudo.....	54
Tabela 5.1: Sumário dos resultados das análises de tendências e saltos em todas as estações da área de estudo.....	73
Tabela 5.2: Teste da significância das diferenças entre magnitudes de cheias entre diferentes tipos de cheias.....	82
Tabela 5.3: Resumos da frequência de cheias e suas magnitudes associadas às diferentes regiões da Espanha, conforme seu regime hidrológico (Atlântico ou Mediterrâneo) e tipos de tempestades (Oceânicas e Continentais).....	95
Tabela 5.4: Conteúdo médio de umidade específica (ao longo da coluna de 10 a 1210 metros) e frequências de diferentes tipos de tempestades na Espanha e em suas diferentes regiões hidrológicas.....	98
Tabela 5.5. Número e fração de estações em que uma relação linear significativa foi estabelecida entre a cheia máxima anual e a variável apresentada no cabeçalho, para um p-valor de 0,05.	106
Tabela 5.6: Raiz do quadrado do resíduo e R ² médios, máximos e mínimos obtidos a partir da aproximação dos hidrogramas adimensionais com as três funções de distribuição de probabilidade avaliadas.	121
Tabela 5.7: Estatísticas dos erros das previsões – são comparados valores das vazões máximas anuais, seu desvio padrão, erro médio do tempo de pico e desvio padrão do tempo de pico para diferentes situações: valores observados no histórico de dados; erros do modelo ajustado (previsão perfeita das quatro variáveis); previsão perfeita do volume; previsão perfeita da duração das cheias; previsão perfeita da forma do hidrograma (variáveis da distribuição Beta); hidrograma médio; modelo de previsão linear do volume; e previsão com modelo semi-paramétrico com KNN.	129
Tabela A.0.1. Lista das estações fluviométricas e pluviométricas utilizadas no presente estudo.....	154
Tabela A.2: Sumário das principais características da cheia de 1982.	196

LISTA DE SÍMBOLOS, NOMENCLATURA E ABREVIACÕES

a	-	Parâmetro de forma da distribuição Beta
AAF	-	Vazão media anual
AAF ₁	-	Vazão media anual ano anterior
ACP	-	Precipitação anual acumulada
ACP ₁	-	Precipitação anual acumulada no ano anterior
AMP	-	Precipitação máxima diária no ano
AIC	-	Critério de Informação de Akaike
ARMA	-	Modelos Autorregressivos de Médias Móveis
b	-	Parâmetro de forma da distribuição beta
β_i	-	i -ésimo coeficiente de um modelo de regressão linear
BIC	-	Critério de Informação de Bayes
c	-	Mudança média entre observações do modelo ARMA
<i>ConsecRDX</i>	-	Episódios com X dias consecutivos de chuvas
CUSUM	-	<i>Cummulative Sums</i> (ou Somas Acumuladas)
CRDX	-	Episódios com mais de X mm de precipitação
d_i	-	Distância euclidiana
D	-	Duração do hidrograma de cheias
δ	-	Parâmetro de escala da distribuição Gama
$D(h, t)$	-	Dano decorrente de um nível de cheia h em um tempo t
ENSO	-	<i>El Niño Southern Oscillation</i> (<i>El Niño</i> Oscilação Sul)
ET	-	Evapotranspiração
ETP	-	Evapotranspiração potencial no ano hidrológico
$Facov$	-	Função de autocovariância
FDP	-	Função de Distribuição de Probabilidades
f_h	-	FDP de um nível de cheias

F	-	Função de probabilidades acumuladas
ϕ_q	-	Parâmetro de autorregressão do modelo ARMA
G	-	Número suficientemente grande de partículas em uma parcel de ar
γ	-	Coefficiente da taxa de alteração do parâmetro de posição pelo tempo
GEV	-	FDP Generalizada de Valores Extremos
h	-	Nível de água
HES	-	Hidrograma de Escoamento Superficial
HMM	-	<i>Hidden Markov Models</i> (Modelos Ocultos de Markov)
HYSPLIT	-	<i>Hybrid Single Particle Lagrangian Integrated Trajectory Model</i>
i	-	Parâmetro da ordem de autorregressão do modelo ARMA
I	-	Parâmetro da ordem de autorregressão do modelo ARMA sazonal
Imp	-	Impacto decorrente de uma inundação
IDF	-	Intensidade-Duração-Frequência
IID	-	Independente e Identicamente Distribuído
IPCC	-	<i>Intergovernmental Panel on Climate Change</i>
j	-	Índice de diferentes regimes em um processo não estacionário
κ	-	Parâmetro do filtro digital para separação de escoamento de base
K	-	Número de classes no algoritmo de K-Médias
KNN	-	<i>K-Nearest Neighbors</i>
ξ	-	Parâmetro de forma da distribuição GEV
L	-	Número de partículas em uma parcela de ar.
λ	-	Probabilidade de observação de um regime j
<i>loess</i>	-	<i>Local Polynomial Regression Fitting</i> (Regressão polinomial local)
m	-	Número de saltos em um processo não estacionário
$m + 1$	-	Número de diferentes regimes em um processo não estacionário
m_a	-	Massa de uma parcela da atmosfera

m_p	-	Massa de uma parcela de ar
MPX	-	Precipitação máxima X dias antes da vazão pico
μ	-	Parâmetro de posição
MK	-	Mann-Kendall
MLG	-	Modelos Lineares Generalizados
n	-	Vida útil de uma determinada infraestrutura (em anos)
N	-	Quantidade de reservatórios lineares em uma cascata de Nash
NAO	-	<i>North Atlantic Oscillation</i> (Oscilação Atlântico Norte)
NOAA	-	<i>National Oceanic and Atmospheric Administration</i>
NCAR	-	<i>National Center for Atmospheric Research</i> (EUA)
NCEP	-	<i>National Centers for Environmental Prediction</i> (EUA)
ODP	-	Oscilação Decenal do Pacífico
OMA	-	Oscilação Multidecenal do Atlântico
θ	-	Conjunto de parâmetros de uma determinada <i>FDP</i>
$\hat{\theta}$	-	Conjunto de parâmetros estimados de uma determinada <i>FDP</i>
θ_s	-	Parâmetro de médias móveis do modelo ARMA
p	-	Probabilidade de ocorrência de um determinado evento aleatório
P	-	Período de um processo ARMA Sazonal
PAX	-	Precipitação X dias antes da vazão pico
PCA	-	Análise de Componentes Principais
$PrevV-I$	-	Vazões observadas i meses antes da ocorrência da cheia
q	-	Probabilidade de não excedência de um evento aleatório
Q_0	-	Vazão no início do ano hidrológico
Q_I	-	Vazão no i -ésimo mês anterior à vazão de pico
Q_p	-	Vazão de pico
Q_{pt}	-	Vazão de pico do HES

r	-	Parâmetro da ordem de autorregressão do modelo ARMA
R	-	Parâmetro da ordem de autorregressão do modelo ARMA sazonal
ρ	-	Vetor dos coeficientes de regressão PCA
R^2	-	Coefficiente de correlação de Pearson
R_a	-	Radiação extraterrestre
R_t	-	Fluxo rápido, após separação de escoamento de base
ROC	-	Coefficiente de runoff anual
$RMSE$	-	<i>Root Mean Square Error</i> (Erro médio quadrático)
RSS	-	<i>Residual Sum of Squares</i> (Soma dos Quadrados dos Resíduos)
RCP	-	<i>Representative Concentration Pathway</i>
RI	-	Risco de Inundação
s	-	Parâmetro da ordem de médias móveis do modelo ARMA
S	-	Parâmetro da ordem de médias móveis do modelo ARMA sazonal
SARFIMA	-	Sazonal Autorregressivo Fracionário Integrado de Médias Móveis
SDL	-	Sistemas Dinâmicos Lineares
SETAR	-	<i>Self-exciting threshold autorregressive</i>
SOI	-	Índice de Oscilação Sul
σ	-	Parâmetro de escala
t	-	Tempo
t_p	-	Tempo de pico
t_{pt}	-	Tempo de pico do HES
τ	-	Parâmetro de forma da distribuição Gama
TC	-	Temperatura média diária (em graus célsius)
TR	-	Tempo de retorno de um determinado evento aleatório
TA	-	Amplitude térmica diária
TSM	-	Temperatura da Superfície do Mar

u	-	Umidade específica de uma parcela de ar
Y	-	Parâmetro de tempo de residência em reservatório linear
UHE	-	Usina Hidrelétrica
v	-	Velocidade de uma determinada parcela de ar
V	-	Volume do hidrograma de cheia
VCAN	-	Vórtice Ciclônico de Altos Níveis
WARM	-	<i>Wavelet Autorregressive Models</i>
x	-	Período entre ocorrências de um determinado evento aleatório
x	-	Posição de uma determinada parcela de ar
x_i	-	i-ésimo elemento de uma variável independente
y_i	-	i-ésimo elemento de uma variável dependente
z_t	-	Vazão observada no tempo t
ZCAS	-	Zona de Convergência do Atlântico Sul

1 INTRODUÇÃO

As inundações e enxurradas estão entre os desastres naturais que mais provocam danos no Brasil e no mundo. Entre 1991 e 2012, 71% das mortes e 32% dos afetados por calamidades naturais no país ocorreram como resultado desses dois tipos de desastres (Ceped, 2013). As cheias são os desastres mais frequentes mundialmente (correspondem a 43% de desastres naturais observados no planeta). Além disso, foram também os desastres naturais responsáveis por 55% dos afetados entre 1994 e 2013 (CRED, 2015). Ainda que dados de impactos econômicos sejam de difícil estimativa, os danos humanos observados são indicativos do significativo impacto socioeconômico destes tipos de eventos (Ceped, 2013).

Tanto Ceped (2013), quanto CRED (2015) também apresentam dados que sustentam a afirmativa de que os danos decorrentes de cheias também são crescentes nas últimas décadas no Brasil e no mundo, o que implica na necessidade de compreender a dinâmica da evolução destes eventos ao longo do tempo. De fato, a consideração de que eventos hidroclimáticos podem ser analisado em um contexto não estacionário tornou-se um tópico de grande interesse nas últimas décadas (Merz et al., 2010; Salas et al., 2018). Ao longo desse período, identificou-se também que os estudos sobre a consideração de não estacionariedade da ameaça são voltados para a detecção das mudanças de comportamento, atribuição dessas mudanças a causas prováveis, bem como para sua modelagem (Merz et al., 2010).

Salas et al. (2018) entendem ainda que a causa para este interesse decorre de (a) um melhor entendimento dos processos de teleconexões climáticas, (b) discussões sobre aquecimento global, (c) crescimento populacional e (d) um melhor entendimento da relação entre ações humanas e naturais sobre o ciclo hidrológico. Entende-se também que o próprio tamanho dos registros históricos, a partir dos quais é possível padrões não identificáveis em séries hidroclimáticas curtas (Koutsoyiannis, 2011), são uma origem desse crescente interesse.

Neste contexto, o caso específico da bacia do rio Paraguai, região do Pantanal Sul-Americano, resulta em um interessante caso de estudo. Nesta região, uma complexa dinâmica de formação de cheias resultou em significativas mudanças de comportamento hidrológico ao longo do tempo. Na Figura 1.1 é apresentada, como exemplo, a série histórica de níveis médios mensais na estação Ladário, localizada no rio Paraguai entre os

anos de 1900 e 2003. Por meio dessa série histórica é possível observar mudanças de comportamento dos níveis, tais como tendências localizadas, saltos e, possivelmente, oscilações de baixa frequência (Clarke, 2002a; Collischonn et al., 2001; Galdino et al., 2002).

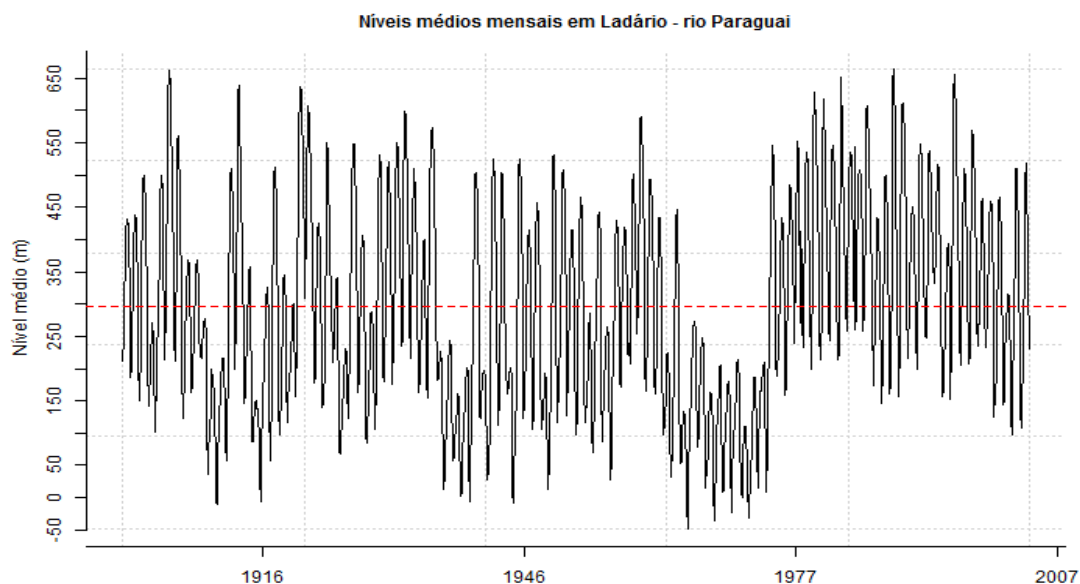


Figura 1.1. Níveis médios mensais na estação de medição de níveis em Ladário – rio Paraguai (Código: 66825000).

Estudos anteriores na bacia do rio Paraguai buscaram identificar mudanças de comportamento na bacia do Paraguai (Clarke, 2002b; Collischonn et al., 2001); apontar, preliminarmente, potenciais causas para essas mudanças (Collischonn et al., 2001); simular de ciclos de cheias (Bravo et al., 2014; Paz, et al. 2012); e desenvolver modelos estatísticos de previsão sazonal de níveis na região (Prass et al., 2012). A partir dessa literatura entende-se que seguem existindo gargalos acerca de uma detecção formal sobre como as mudanças de comportamento hidrológico ocorreram na bacia ao longo das últimas décadas, bem como acerca de uma atribuição formal das causas de mudanças de comportamento das variáveis hidroclimatológicas na bacia.

Dentre as potenciais forçantes de mudanças de comportamento climático na bacia, diferentes trajetórias de tempestades poderiam estar associadas a diferentes cheias (Barth e Villarini, 2016; Santos et al., 2018), o que poderia explicar mudanças súbitas de comportamento hidrológico na bacia (Barth e Villarini, 2016). Além dessas variáveis, forçantes climatológicas e outras variáveis internas da bacia, principalmente aquelas

associadas à umidade antecedente e balanço hídrico na superfície do solo seriam potenciais causadoras das oscilações observadas nas séries. A sistematização dessas causas e formalização dessa relação em modelos estatísticos não estacionários para modelagem de cheias, poderia constituir em uma importante ferramenta para projetar a evolução das cheias nos próximos anos e, conseqüentemente, possibilitar melhorias das ferramentas de gestão que mitiguem os danos decorrentes delas, tais como sistemas de alerta de cheias na região.

Acerca da originalidade e contribuição desta pesquisa:

- A detecção da forma como ocorrem as mudanças de comportamento hidrológico da bacia do rio Paraguai (se por meio de tendências lineares, saltos, oscilações de baixa frequência, etc) requer estudos adicionais. Testes de tendências lineares ou análises de evidências de mudanças podem ser complementados, de tal forma que se possa extrair uma maior riqueza de detalhes acerca das mudanças ocorridas na bacia ao longo dos anos;
- A atribuição de causas às oscilações observadas nas séries do rio Paraguai segue carente de estudos. Acredita-se que alcançado o objetivo da atribuição na bacia do rio Paraguai na região do Pantanal, estar-se-ia contribuindo com o conhecimento acerca de um ecossistema de grande interesse ecológico e socioeconômico do país;
- A modelagem estatística não estacionária de variáveis hidrológicas é um tema de grande interesse atual, onde não se observa a consolidação de nenhuma abordagem padronizada. Sendo assim, propõe-se explorar alternativas de abordagens, fiando-se em relações de causa e efeito com as forçantes de mudanças de comportamento hidrológico;
- Alcançados os objetivos desta pesquisa, uma importante contribuição seria feita à gestão de recursos hídricos e eventos extremos na região. Os resultados deste estudo poderiam servir como base para o aperfeiçoamento de sistemas de alerta que hoje operam na região, que atualmente funcionam por semelhança de hidrograma históricos (CPRM, 2018). Eventuais melhorias poderiam ser utilizadas para projeções de mudanças de regime, situação essa que representa um grande risco potencial para as populações vulneráveis da região.

O documento, além desta Introdução, se desenvolverá na seguinte sequência: objetivos; revisão bibliográfica, em que serão abordados os problemas de detecção, atribuição e

modelagem de séries hidrológicas não estacionárias; metodologia, abordando as características da área de estudo e as etapas de desenvolvimento da pesquisa; resultados alcançados; e conclusões.

2 OBJETIVOS

O objetivo geral desta pesquisa é analisar a dinâmica de formação das cheias na bacia do rio Paraguai, a partir da caracterização atribuição e modelagem de seu comportamento não estacionário com fins de previsão e a partir do uso de informações hidrológicas em escala local e climáticas em escala local e global.

São objetivos específicos da pesquisa:

- Detectar mudanças observadas nas séries hidro-climatológicas da região (saltos, tendências polinomiais ou oscilações de baixa frequência);
- Atribuir variáveis explicativas para as mudanças de comportamento das cheias na área de estudo;
- Analisar se as tempestades de trajetórias associadas a diferentes cheias podem estar associadas a diferentes magnitudes desses eventos, induzindo a uma análise estatística por meio de uma distribuição mista de probabilidades;
- Desenvolver e aplicar uma abordagem estatística que permita a simulação e previsão estatística das mudanças observadas os saltos nas séries históricas de cheias na região;
- Desenvolver e aplicar um modelo de previsões de cheias por meio da aproximação de hidrogramas anuais de cheia baseado em funções de distribuição de probabilidade.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura relacionada à modelagem não estacionária em hidroclimatologia é recente, mas tem crescido exponencialmente ao longo dos últimos 25 anos (Salas et al., 2018). Ao mesmo tempo em que se constata o crescente esforço em investigar o tema, percebe-se que os conceitos sobre o assunto são novos e é necessário tempo para que este conhecimento se solidifique (Salas et al., 2018). Sendo assim, a presente revisão trata de uma temática em plena construção. Procurou-se apresentar a transição que é produzida na análise de variáveis hidrológicas por meio de modelos estocásticos baseados no pressuposto de estacionariedade para uma perspectiva mais geral, cuja descrição do risco de cheias não é necessariamente invariante no tempo.

Essa perspectiva engloba a detecção de mudanças de comportamento e a forma como elas ocorreram ao longo do tempo (se na forma de tendências monotônicas, ciclos de longo prazo ou mudanças bruscas em forma de saltos, por exemplo), atribuição de causas para as mudanças observadas e como essa nova perspectiva pode afetar a modelagem de risco. Sendo assim, este capítulo é estruturado em torno dessas temáticas: transição de uma perspectiva estacionária na modelagem de riscos de cheias para outra não estacionária; detecção de comportamento não estacionário; e, atribuição de causas a essas mudanças. Por fim, propôs-se ainda sumarizar a literatura acerca das mudanças de comportamento que se produziram na bacia do rio Paraguai ao longo das últimas décadas.

3.1 MODELOS ESTACIONÁRIOS

Neste item serão revistos métodos tradicionais de análise de cheias e risco hidrológico, serão resumidas perspectivas não estacionárias que emergem na atual análise desses eventos. Sobre essa temática, dois conceitos centrais na análise de eventos de cheias são essenciais: *período de retorno* e *risco*. Alguns fundamentos sobre esses dois conceitos são abordados neste tópico.

Considere que a variável z_q descreve uma vazão associada a uma probabilidade de não excedência q . Alternativamente, essa vazão pode ser escrita como função da probabilidade de ocorrência p (tal que $p = 1 - q$), ou do tempo de retorno TR , em anos (tal que $TR = 1/p = 1/(1 - q)$).

Tradicionalmente, assume-se que as observações de z_q ao longo do tempo são independentes umas das outras. Além disso, assume-se as observações de z_q resultam de um processo descrito por uma mesma distribuição de probabilidade. Em outras palavras esse processo seria, portanto, independente e identicamente distribuído (ou IID). Sendo assim, as probabilidades q (e conseqüentemente p e TR) são invariantes no tempo. Assim sendo, a probabilidade de que um evento ocorra pela primeira vez após x anos é dada pela equação (3.1). Essa equação é a descrição da função massa de probabilidades da distribuição geométrica (Salas et al., 2018).

$$f(x) = P(X = x) = (1 - p)^{x-1}p, \quad x = 1, 2, \dots, \infty \quad (3.1)$$

Já o risco de que um determinado nível de cheia ocorra ao longo um dado período n (associado, por exemplo, à vida útil de uma infraestrutura ou ao risco de inundação de uma localidade) é dado pela equação (3.2) que descreve a função acumulada de probabilidade da distribuição geométrica (Salas et al., 2018).

$$R = F_X(n) = \sum_{x=1}^n f(x) = 1 - (1 - p)^n \quad (3.2)$$

Cabe ressaltar que, nas expressões de risco e tempo de retorno acima, a probabilidade p (e, por conseqüência q e TR) é constante. Essa probabilidade é determinada a partir da análise de frequência de eventos de cheias e ajuste de uma distribuição de probabilidades $F_Z(z_q, \hat{\theta})$, em que $\hat{\theta}$ é o conjunto de parâmetros estimados para a descrição de z_q . Como pressuposto para a estimação de $\hat{\theta}$, assume-se, portanto, que z_q é um processo estacionário e suas estatísticas descritivas (média, desvio-padrão, etc.) são independentes do tempo t .

Para a estimativa do tempo de retorno TR (e conseqüentemente de p e q), também é possível utilizar modelos de análise de séries temporais. Nesse caso, modelos ARMA são largamente utilizados (Box e Jenkins, 1970; Brockwell e Davis, 2002). Eles podem ser usados para simulação e avaliação do intervalo médio de tempo entre ocorrências sucessivas acima de uma determinada vazão de referência z_q , bem como o período em que essa vazão se mantém acima desse limiar (ou abaixo de um determinado limiar no caso de secas) (Salas et al., 2018). Modelos ARMA também são utilizados em modelos de previsão, nas situações em que a estrutura de autocorrelação das séries históricas permite estimar valores futuros a partir de valores passados (Salas et al., 1980).

Nessa condição de estacionariedade, os itens seguintes descrevem modelos clássicos de estimação de valores extremos e de análise de séries temporais: análises de frequência utilizando funções assintóticas de valores extremos e a utilização dos modelos ARMA.

3.1.1 Estimativa de vazões máximas: distribuição de probabilidades Generalizada de Valores Extremos

Sob um conjunto de pressupostos, valores máximos anuais em séries históricas podem ser apropriadamente descritos utilizando uma distribuição Generalizada de Valores Extremos (GEV) (Martins e Stedinger, 2000; Toulemonde et al., 2013). Essa distribuição, dada pela equação (3.3), incorpora três tipos: Gumbel – tipo I (quando o parâmetro de forma ξ é igual a zero; Frechét – tipo II (quando ξ negativo); e Weibull – tipo III (quando ξ é positivo) (Martins e Stedinger, 2000; Salas et al., 2018).

A distribuição GEV é amplamente utilizada para modelar uma série de extremos na natureza, incluindo, vazões, chuvas, ventos, qualidade do ar, entre outros (Toulemonde et al., 2013, 2010). Essa ampla utilização deve-se à sua adequação formal para descrição de eventos extremos e também ao fato de sua inversa apresentar uma forma explícita, descrita pela expressão (3.4). Outra razão para sua ampla difusão é o fato de seus parâmetros poderem ser facilmente estimados utilizando-se, por exemplo, estimadores de Máxima Verossimilhança e de Momentos-L (Hosking e Wallis, 1997; Martins e Stedinger, 2000).

$$F(z) = \begin{cases} \exp \left\{ - \left[1 - \xi \frac{(z - \mu)}{\sigma} \right]^{1/\xi} \right\} & , se \xi \neq 0 \\ \exp \left\{ - \exp \left[\frac{(z - \mu)}{\sigma} \right] \right\} & , se \xi = 0 \end{cases} \quad (3.3)$$

$$z_p = \begin{cases} \mu + \frac{\sigma}{\xi} \left[1 - (-\ln(p))^\xi \right] & , se \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \ln[-\ln(p)] & , se \xi = 0 \end{cases} \quad (3.4)$$

Por conseguinte, a utilização da GEV para a modelagem estatística de variáveis hidrológicas extremas tais como vazões, chuvas e níveis visam à estimativa dos parâmetros de posição (μ), escala (σ) e forma (ξ) da distribuição. Para essa estimativa, são utilizados, por exemplo, os Métodos dos Momentos, Máxima Verossimilhança, Momentos-L ou Máxima Verossimilhança Generalizada (Martins e Stedinger, 2000).

Logo, na modelagem estatística, esses parâmetros são obtidos por meio das estatísticas amostrais (média, variância e coeficiente de assimetria), considerando-se que cada realização de uma determinada amostra de variável aleatória é independente das demais realizações. Além disso, todas as realizações são descritas pela mesma função de distribuição de probabilidades. Ou seja, as amostras são consideradas IID. Estimados os parâmetros e partindo-se do pressuposto de uma variável aleatória IID, pode-se utilizar as equações (3.3) e (3.4) para, a partir de *quantis* de cheias, estimar probabilidades de ocorrência (e vice-versa).

3.1.2 A modelagem ARMA na análise de séries temporais

A abordagem que utiliza os modelos do tipo ARMA, introduzidos por Box e Jenkins (1970) é talvez a forma mais aplicada pra modelagem estocástica de séries temporais considerando a correlação serial (Hyndman e Athanasopoulos, 2018). Em outras palavras, não se trata mais de uma amostra IID, uma vez que as observações não são mais independentes. Ainda assim, trata-se de um modelo estacionário e as variáveis são gaussianas (ou ao menos simétricas). Os modelos $ARIMA(r, i, s)$ são compostos de (Hyndman e Athanasopoulos, 2018):

- Uma parte autorregressiva (AR), relacionada à autocorrelação ou dependência serial da série de vazões de ordem r ;
- Uma parcela relacionada à autodiferenciação (I), considerando-se que em alguns casos não estacionários (por exemplo, na presença de tendências monotônicas), subtrair valores subsequentes i vezes pode converter a série em estacionária; e
- Uma parte de médias móveis (MA), contudo, não são as médias móveis da série, como é utilizado na suavização da série, mas sim médias móveis dos erros das s previsões passadas.

Caso seja diferenciada a série i vezes (nos casos em que isso seja necessário para remoção de tendência monotônicas), pode-se escrever matematicamente os modelos ARMA por meio da equação (3.5). Nessa formulação, r é a ordem dos parâmetros autorregressivos do modelo e s é a ordem dos parâmetros de médias móveis do modelo.

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_r y_{t-r} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \dots + \theta_s \epsilon_{t-s} \quad (3.5)$$

em que c corresponde à mudança média entre observações subsequentes.

Uma das maiores dificuldades em se utilizar os métodos ARMA é a seleção de valores apropriados para r , i e s . Essa seleção é feita geralmente por meio de análise das funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial. Ambas visam a possibilitar compreender o grau de dependência das séries históricas. Outra abordagem à definição de r e s é minimizar os critérios de informação de Akaike (AIC) ou Bayes (BIC), por exemplo (Brockwell e Davis, 2002). Nesses casos, para cada conjunto de valores de r e s os modelos ARMA são ajustados por mínimos quadrados aqueles que apresentarem o menor valor dos critérios de informação são identificados como sendo os “melhores”.

Modelos ARMA partem dos pressupostos de estacionariedade e de normalidade de y_t . Estas condições estão associadas à estimabilidade dos parâmetros associados à média e à estrutura de correlação do sinal, bem como à possibilidade de inversão do filtro linear que fundamenta os modelos ARMA e que permite fazer previsões usando essa formulação. Nos casos em que y_t apresenta indícios de que é descrito por uma distribuição assimétrica, a exemplo das vazões extremas descritas pela equação (3.3), uma formulação mais complexa deve ser utilizada (Brockwell e Davis, 2002) a exemplo de Toulemonde et al., (2013) que utilizaram modelos Gumbel-autorregressivos para modelagem de concentrações máximas diárias de poluentes atmosféricos.

Logo, duas violações do pressuposto de estacionariedade são contornáveis a partir da formulação geral dos modelos ARMA. A primeira é a autodiferenciação, indicada pelo valor de r , procedimento que permite a anulação de tendências monotônicas. A outra é a sazonalidade. Neste caso, a média e função de covariância são funções periódicas com mesmo período P (Tsfaye et al., 2006). A autoregressão remete, portanto, aos valores observados defasados em múltiplos de S . Assim, o modelo ficaria escrito como $ARIMA(r, i, s)(R, I, S)P$, em que R , I e S são, respectivamente, as ordens de autorregressão, diferenciação e médias móveis relativas a valores subsequentes da série defasados em unidades do período sazonal da séries. Esses modelos periódicos são aqueles denominados de PARMA (Periódico Autorregressivo de Médias Móveis).

Para essa classe de modelos, a estacionariedade está associada à estimabilidade e à constância da média e da função de autocorrelação (obedecendo aos critérios de Brockwell e Davis, 1991). No caso dos modelos PARMA, a estacionariedade seria atribuída à constância dos valores periódicos da média e à função de autocovariância, ainda que a própria sazonalidade seja uma violação da prescrição de estacionariedade fraca.

3.2 UMA POSSÍVEL TRANSIÇÃO DE PERSPECTIVAS EM MODELOS ESTOCÁSTICOS – MODELAGEM NÃO ESTACIONÁRIA

Neste item, serão descritas abordagens que são exploradas em hidroclimatologia na modelagem de séries não estacionárias, tanto para fins de previsão, quanto para o dimensionamento de estruturas. Apesar da grande atenção dada ao tema e dos avanços produzidos nos últimos anos, ainda não existe um consenso na literatura sobre como conduzir análises de frequências ou análise de séries temporais nessas condições (Salas et al., 2018). Sendo assim, tentou-se sistematizar algumas dessas abordagens, conforme suas principais características. Antes, porém, é importante avaliar como os conceitos de risco e tempo de retorno são ajustados a esse novo contexto. Essa análise é tratada no tópico a seguir.

3.2.1 Período de retorno e risco em condição não estacionária

Assim como na abordagem estacionária, em um contexto não estacionário, uma determinada variável hidrológica (por exemplo, a vazão z_q) pode ser descrita como uma função de probabilidades $F_Z(z_q, \hat{\theta}_t)$. Na condição estacionária, porém, $\hat{\theta}_t$ é invariante no tempo e apresenta-se sem o índice t . Ao considerar-se a variável aleatória número de ocorrências até que a primeira superação de z_q ocorra, dada por X , a probabilidade de que um determinada vazão de projeto z_{q_0} seja excedida a primeira vez em x anos é dada pelo produto das probabilidades de não ocorrência $(1 - p_1), \dots, (1 - p_{(x-1)})$ pela probabilidade de ocorrência em p_x . Tal formulação é resumida pela equação (3.6), que corresponde a uma generalização da distribuição geométrica (Obeysekera e Salas, 2014), cujos parâmetros p_t são função do tempo.

$$f(x) = p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) \quad , \quad x = 1, 2, \dots, x_{max} \quad (3.6)$$

$$F_X(x) = \sum_{i=1}^x p_i \prod_{t=1}^{i-1} (1 - p_t) = 1 - \prod_{t=1}^x (1 - p_t) \quad , \quad x = 1, 2, \dots, x_{max} \quad (3.7)$$

Como se observou em itens anteriores, no caso estacionário a expressão do tempo de retorno é dada imediatamente a partir da expressão $TR = 1/p = 1/(1 - q)$. Já na

condição não estacionária, o tempo de retorno é estimado com base no valor esperado de X , resultando na equação (3.6) (Cooley, 2013)

$$TR = E(X) = 1 + \sum_{i=1}^{x_{max}} \prod_{t=1}^x (1 - p_t) \quad (3.8)$$

A definição do tempo de retorno no caso não estacionário é consistente com aquela do caso estacionário. Todavia, ao invés de ser função de um valor constante p , é função da probabilidade p_t variante no tempo (Obeysekera e Salas, 2014). O de risco no caso não estacionário também pode ser adaptado, resultando na expressão (3.9).

$$R = \sum_{x=1}^n p_x \prod_{t=1}^{x-1} (1 - p_t) = 1 - \prod_{t=1}^n (1 - p_t) \quad (3.9)$$

Para que seja possível realizar estimativas de probabilidade, risco e períodos de retorno no caso não estacionário, é necessária alguma projeção para o futuro das probabilidades p_t . Salas e Obeysekera (2014) descrevem três tipos de projeções potenciais das probabilidades p_t : aumento, diminuição, e flutuações de eventos extremos. No primeiro caso, p_t aumenta até o ponto em que se aproxima de 1 (no caso, por exemplo, em que o limite inferior da incerteza de F_Z supera o valor de z_{q_0}). Caso p_t aumente indefinidamente, $f(x)$ e $F_X(x)$ tenderão para o infinito.

Outro cenário possível é que p_t aumente gradualmente até alcançar um patamar após um intervalo de tempo determinado. Esse seria o caso, por exemplo, de um processo de urbanização. Tal processo poderia alterar o balanço hídrico em uma dada região, alterando-se, assim, as probabilidades p_t . Depois do processo estabilizado, a probabilidade volta a ser constante, porém, em outro patamar e com uma nova dinâmica dos parâmetros de um modelo hidrológico (Salas e Obeysekera, 2014). A mesma concepção é válida para a diminuição de eventos extremos. Nesse caso, são necessários ajustes das funções massa de probabilidades, acumuladas, risco e período de retorno. Da mesma forma que no aumento gradual de p_t , existem as possibilidades de decréscimo a zero e de um decaimento até um patamar específico.

Por fim, ocorrem os casos de oscilação das funções de probabilidades e, nessa condição, distribuições mistas podem auxiliar na descrição de uma probabilidade conjunta. Nos casos, por exemplo, em que oscilações de baixa frequência induzem à ocorrência de um

número m de mudanças de regime (saltos) e $m + 1$ de regimes, a expressão que descreve a distribuição mista F_Z é dada por (3.10).

$$F_Z = \sum_{j=1}^{m+1} \lambda^j F_Z^j \quad (3.10)$$

Nessa formulação, λ^j é a probabilidade λ de observação do regime j e F_Z^j é a função de probabilidade correspondente a esse regime, dado que $\sum_{j=1}^{m+1} \lambda^j = 1$.

Pode se notar pela descrição acima que todas as estimativas de risco são dependentes de estimativas e projeções de p_t . Sendo assim, os itens seguintes descrevem abordagens que vêm sendo adotadas ao longo dos últimos anos para que as projeções de p_t possam ser fornecidas. Como já se observou, entretanto, não existe uma metodologia consolidada para que essa probabilidade seja estimada e aqui se tentou produzir alguma sistematização de abordagens usuais.

3.2.1.1 Modelagem linear dos parâmetros de distribuições de probabilidade

A forma mais direta de modelagem estatística de séries não estacionárias é a utilização de modelos lineares para, a partir de um conjunto de variáveis explicativas, modelar os parâmetros de distribuições de probabilidade e produzir estimativas de p_t . Nesse caso, determinado conjunto de variáveis de entrada poderia ser utilizada em uma combinação linear com parâmetros ajustados para estimar parâmetros de distribuições de probabilidade (Clarke, 2002b; Serago e Vogel, 2018). Essas variáveis de entrada podem ser associadas a variáveis hidroclimáticas, índices fisiográficos da bacia ou até mesmo o tempo em si. Por exemplo, os parâmetros de posição e escala (μ e σ) da distribuição GEV apresentada acima podem ser descritos em função do tempo t , por exemplo, como $\mu_t = \mu_0 + at$ e $\log \sigma_t = \sigma_0 + bt$ (Clarke, 2001; Salas et al., 2018).

Neste íterim, Clarke (2001) utilizou abordagem baseada em Modelos Lineares Generalizados (MLGs) para descrever variações de vazões máximas anuais como uma distribuição Gama cuja média e variância seriam função do tempo e de sua localização. Clarke (2002b) utilizou-se também de MLGs na análise de cheias, descrevendo as variações dos parâmetros de posição da distribuição de probabilidades Gumbel em função do tempo, utilizado nesse caso como variável de entrada.

Além do tempo, outras variáveis de entrada podem ser aplicadas nos modelos não estacionários, tais como índices climáticos (Lima et al., 2015; Salas et al., 2018). No caso de distribuições de valores extremos, ao se considerar o parâmetro de escala da distribuição Gumbel constante, os MLGs podem ser utilizados para modelar o parâmetro de posição da distribuição e atualizar estimativas da probabilidade p_t . Neste caso, aplica-se uma combinação linear das observações dessa variável e de parâmetros ajustados por máxima verossimilhança (Clarke, 2002c; Nelder e Wedderburn, 1972). Nessas condições, a introdução de covariáveis diferentes do tempo no ajuste de parâmetros de distribuições de probabilidade resulta em uma relação causal para a magnitude das cheias. Sendo assim, parte da variabilidade das cheias é explicada por uma componente sistemática e outra parte é descrita por uma componente aleatória residual a partir de um modelo de valores extremos (Merz et al., 2014; Nelder e Wedderburn, 1972).

Lima et al. (2013) utilizaram também um conjunto de modelos lineares para descrição dos níveis máximos anuais do rio Negro em Manaus. Nesse caso, foram estimados os parâmetros de posição e a escala das distribuições de probabilidades GEV, Log-Pearson III e Gumbel. Esses modelos utilizaram como variável de entrada os níveis do rio Negro em janeiro e o valor do índice climático *Niño3* observado em dezembro e preveem a vazão de pico normalmente observada no mês de junho. Neste padrão de aplicação, por exemplo, foi avaliado também o benefício do ajuste de valores de p_t como uma ferramenta de previsão de cheias com horizonte de previsão de média escala, com até sete meses de antecedência.

Slater e Villarini (2017) utilizaram abordagem semelhante, ao avaliar um conjunto de modelos lineares foram ajustados aos parâmetros média e variância de uma distribuição Gama na análise de vazões sazonais no meio oeste dos Estados Unidos. A abordagem utilizada foi simultaneamente uma forma de atribuição de causas às mudanças observadas nas vazões observadas (testando diferentes variáveis de entrada) e uma modelagem das vazões médias anuais.

3.2.1.2 Modelos hidrológicos combinados com projeções climáticas

Outra abordagem possível para projeções das probabilidades p_t é o uso de projeções climáticas resultantes de cenários futuros de modelos climáticos e aplicações em modelos hidrológicos para simulação de cheias. Esses modelos poderiam ser tantos voltados à modelagem de processos hidrológicos (Cheng e Aghakouchak, 2014; Garijo e Mediero,

2018; Lima et al., 2018, 2016; Sorribas et al., 2016), quanto modelos empíricos ou baseados em características dos hidrogramas de cheia (Aron e White, 1982; Bhunya et al., 2008, 2007, 2004; Bhuyan et al., 2015; Croley, 1980; Nadarajah, 2007; Pramanik et al., 2010; Singh, 2000).

A título de exemplo, atualizações de curvas Intensidade Duração Frequência (as curvas IDF) podem ser atualizadas a partir de projeções climáticas e aplicadas em estudos de análise de risco e dimensionamento de infraestruturas. Lima et al. (2018) utilizaram os cenários RCP6 e RCP 8.5 do modelo HadGEM2-AO para atualizar curvas IDF em 18 localidades na bacia do rio Han, na Coreia do Sul. Os autores projetam aumento de 23 a 30% da frequência de eventos extremos no contexto regional, particularmente em virtude do aumento da variabilidade das chuvas e não do aumento de volumes médios. Na mesma linha de investigação, Cheng e Aghakouchak (2014) mostraram que, para estações em diferentes estados dos EUA, a não consideração da não estacionariedade em séries históricas de precipitações podem subestimar quantis de chuva em 60% nas áreas estudadas, o que implica também em estimativas subestimadas do risco de falha de infraestruturas dimensionadas a partir do pressuposto de estacionariedade.

Garijo e Mediero (2018) avaliaram projeções climáticas produzidas pelo projeto EURO-CORDEX para os cenários 4.5 e 8.5 do IPCC (IPCC, 2007) para a bacia do rio Arga, localizado no nordeste da Espanha, combinadas com o modelo hidrológico HBV para simulação de cheias. Projeções distintas são observadas para os cenários, considera-se que para o cenário 4.5 são projetadas pequenas reduções do risco de ocorrência de cheias e para o cenário 8.5, observou-se um aumento da intensidade. Considerando o período das cheias, é esperado um atraso das vazões máximas do outono tardio para o inverno tardio.

Neste contexto, Sorribas et al. (2016) utilizaram a mesma abordagem, contudo, em grande escala. Os autores combinaram projeções geradas pelo conjunto de modelos CMIP5 para o cenário 8.5 com o modelo MGB-IPH aplicado para a modelagem do rio Amazonas (Paiva et al., 2013). Nesse caso, os resultados das projeções sugerem para a Amazônia peruana e rio Solimões um aumento das vazões médias e máximas anuais e uma redução na calha principal do rio Amazonas e seu baixo curso. Essa redução seria mais sensível durante o período seco.

Em todos os casos em que se utilizam projeções climáticas, é importante ressaltar a incerteza agregada a esses modelos, em especial em relação aos valores extremos (Blöschl

e Montanari, 2010; Marengo et al., 2016). Por exemplo, estudos na bacia do rio Paraguai e na região do Pantanal mostram que as projeções por conjunto fornecidas utilizam os modelos CMIP5 produzem previsões que apontam para um aumento das temperaturas, evapotranspiração e aumento de chuvas intensas. Embora na média sejam consistentes com as projeções feitas utilizando-se os modelos Eta-HadGEM2 ES, apresentam grande dispersão e assim grande incerteza (Marengo et al., 2016).

No caso de modelos que poderiam reproduzir características específicas dos hidrogramas de cheias, essa abordagem poderia ser baseada na representação na cascata de Nash (Beven, 2012; Nash, 1959). Essa cascata constitui-se de uma sequência de reservatórios, como a ilustrada na Figura 3.1. O deplecionamento de cada um desses reservatórios é baseado em um modelo linear em função do tempo t conforme a equação (3.11).

$$Q = Q_0 \exp\left(\frac{-t}{Y}\right) \quad (3.11)$$

$$h(t) = \left(\frac{t}{Y}\right)^{N-1} \exp\left(\frac{-t/Y}{\Gamma(N)}\right) \quad (3.12)$$

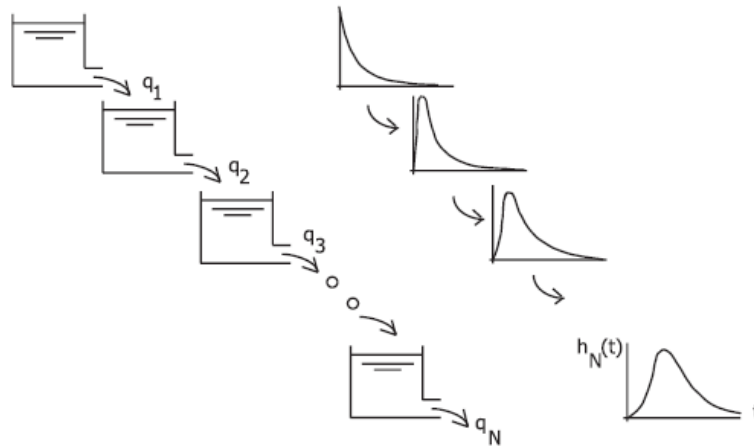


Figura 3.1: Cascata de Nash com N reservatórios lineares - Fonte: Beven (2012).

Nessa equação, Q_0 corresponde à vazão inicial do reservatório e Y é um parâmetro equivalente ao tempo de residência médio de todos os reservatórios da cascata (Beven, 2012)¹. Nash (1959) demonstrou que a convolução de N reservatórios resulta, para um número de reservatórios N suficientemente grande, em uma função que é equivalente à função de distribuição de probabilidades Gama, conforme a equação (3.11), com

¹ Na formulação original, o utilizado K para descrição do parâmetro Y , contudo para evitar conflito entre nomenclaturas, neste trabalho optou-se pelo uso de Y .

parâmetros Y e N . Nessa expressão, $\Gamma(N)$ representa a função Gama (e não a função de distribuição de probabilidades gama).

A cascata de Nash sugeriu a possibilidade de aplicar a função de distribuição de probabilidades Gama para seu uso na aproximação de hidrogramas de cheias. Nash (1959) sugere ainda que, ao considerar os gráficos de curvas S (que correspondem à integral do hidrograma unitário) que são frequentemente convertidos em uma reta quando plotados em escala logarítmica, sugere-se também o uso da FDP Log-Normal na modelagem desses hidrogramas. Portanto, o autor sugere ao menos essas duas possibilidades de aproximação do hidrograma utilizando funções de dois parâmetros.

Pesquisas desenvolvidas até cerca de 20 anos atrás sobre o tema (p. ex., Aron e White, 1982; Croley, 1980; Singh, 2000), foram orientadas ao desenvolvimento de métodos simplificados de cálculo de parâmetros da distribuição Gama a partir de observações hidrogramas de cheias ou de algumas estatísticas dos hidrogramas, tais como a vazão de pico, o tempo de pico e a duração das cheias. Esses estudos voltaram-se para o ajuste de hidrogramas para a distribuição de probabilidades Gama. Além deles, Bhunya et al. (2004) consideraram a possibilidade de se utilizar a distribuição Beta de 3 parâmetros e derivou expressões para o cálculo dos parâmetros da distribuição, empregaram métodos de otimização, a partir da vazão de pico, do tempo de pico e do tempo de base do hidrograma. Nessa abordagem, já se admitiu a possibilidade de se utilizar funções positiva ou negativamente assimétricas para a modelagem do hidrograma.

Nadarajah (2007) também derivou expressões analíticas para o cálculo dos parâmetros de hidrogramas. Neste caso, derivaram-se expressões para 11 diferentes funções de distribuição de probabilidades. Bhunya et al. (2007) adotaram uma abordagem semelhante para estimativa de parâmetros das distribuições Gama, Beta de três parâmetros, Weibull de dois parâmetros e Chi-quadrado, baseados também na vazão de pico, no tempo de pico e no tempo de base do hidrograma.

Nesta conjuntura, aplicações dessa formulação são exploradas para diversas finalidades. A título de exemplo, Bhunya et al. (2008) utilizaram a abordagem para estimar hidrogramas de cheias em áreas com limitação de dados. Os autores propuseram derivações analíticas de hidrogramas unitários a partir das razões de Horton estimadas para bacias da Índia. Citando um caso análogo, o trabalho de Pramanik et al. (2010) avaliou o uso das distribuições Weibull, Beta, Lognormal e Gama para modelagem de vazões extremas,

modulando os parâmetros das quatro distribuições ajustadas para realizar estimativas de períodos de retorno de 50, 100 e 200 anos.

Em todos os exemplos estudados, as aplicações foram feitas para escalas de tempo (horas ou dias). Em nenhum dos casos essa abordagem foi explorada para estimativa de hidrogramas na escala de meses como é o caso da bacia do rio Paraguai. Não se identificou também aplicações da metodologia voltadas para a previsão de cheias, mas apenas em situações de regionalização de vazões de pico para locais não monitorados e para o dimensionamento de estruturas.

Além disso, estudos anteriores consideram a vazão de pico como um dado de entrada para definição dos hidrogramas. Essa abordagem permite reproduzir estimativas da vazão de pico, contudo que não descrevem bem a ascensão e recessão do hidrograma (Pramanik et al., 2010). A proposta adotada no presente estudo entende, diferentemente, que a vazão de pico é resultado da soma de duas componentes: uma tendência central, que pode ser descrita pela FDP; e outra componente associada a um ruído aleatório. Acredita-se ser essa uma abordagem mais condizente com a natureza aleatória dos processos hidrológicos, e que não se tem notícia de aplicação na literatura.

3.2.1.3 Alternativas de modelos estocásticos

Alternativas baseadas em formulações estatísticas mais complexas vêm sendo exploradas pela literatura. Dentre elas, podem se citar os Modelos de Espaços-Estado, modelos baseados na análise de Ondas, modelos gaussianos fracionários e além de uma ampla gama de modelos não paramétricos.

Os modelos de Espaços-Estado são uma classe de modelos em que são introduzidas variáveis latentes que descrevem distintos comportamentos estatísticos de uma variável. Essas variáveis latentes podem ser associadas a m diferentes regimes, conforme descrito no item 3.2.1. Nessa classe de modelos as variáveis latentes podem ser discretas (ou Cadeias Ocultas de Markov - ou *Hidden Markov Models*, HMM) ou contínuas (*Sistemas Dinâmicos Lineares* (SDL) (Bishop, 2006). Em hidrologia, a previsibilidade de estados latentes foi explorada com base em estados observáveis e latentes anteriores (p. ex. Zucchini e Guttorp, 1991), a estados oceânicos (p. ex. Bracken et al., 2014) ou a nenhuma variável observável (Pender et al., 2015). Neste último caso, a distribuição GEV e Generalizada de Pareto foram utilizadas, contudo, a estimação de parâmetros em vazões extremas revelou-se problemática. Isso ocorre em razão das limitadas extensões das séries

históricas de vazões utilizadas para se estimar parâmetros de distribuições de três parâmetros (séries cujo comprimento varia entre 32 a 83 anos de dados), mas também as dificuldades de se estimar parâmetros de distribuições assimétricas em um contexto de dependência serial (Toulemonde et al., 2013, 2010).

A abordagem combinada de análise de ondaletas (tradução do termo em inglês *Wavelets Analysis* proposta por Morettin, 2014) e de técnicas de análises de séries temporais, a exemplo dos modelos autoregressivos – AR, também tem sido outra proposta explorada. Nessa abordagem, a série temporal é decomposta utilizando a transformada de ondaletas e suas componentes de frequências significativas são posteriormente simuladas por meio de modelos de autorregressivos. A essa abordagem, vêm sendo atribuída a denominação WARM (do inglês *Wavelet Auto-Regressive Method*) (Adamowski, 2008; Kişi, 2009; Kwon et al., 2007; Nowak et al., 2011; Tantaneet et al., 2005; Wang et al., 2011). O objetivo dessa abordagem é reproduzir simultaneamente componentes de alta e baixa frequência em séries históricas hidrológicas, ou seja, representar as séries histórica preservando suas características espectrais para aplicações tanto na simulação de séries históricas, quanto para a previsão de eventos extremos (Adamowski, 2008; Kişi, 2009; Kwon et al., 2007; Nowak et al., 2010; Tantaneet et al., 2005; Wang et al., 2011).

Outra possibilidade tem sido o uso de modelos Gaussianos Fracionários que visam reproduzir o efeito Hurst em séries históricas (Hurst, 1951), associado a oscilações de séries históricas em múltiplas frequências, combinam longo prazo em múltiplas escalas (Koutsoyiannis, 2002). Usualmente associado à memória longa (situações em que correlações seriais significativas existiriam em *lags* de tempo relativamente elevado), a formulação original do efeito *Hurst* é a flutuações de longo prazo dos valores médios, o que implica na redução da previsibilidade em longos períodos de tempo (Koutsoyiannis, 2013). Ainda que o efeito Hurst tenha sido identificado em séries hidrológicas, seu uso é limitado. Koutsoyiannis (2002) e sugere que isso se deve à conveniência e à maior simplicidade no uso de modelos autorregressivos e de médias móveis (ARMA), além de problemas de estimação nos modelos fracionários e a dificuldades de simular assimetria nessa categoria de modelos, por exemplo.

Por fim, uma variedade de modelos não paramétricos também têm sido aplicados a recursos hídricos. Esses modelos são entendidos como aqueles que podem reproduzir uma classe mais ampla de funções de probabilidade sem especificar, *a priori*, a distribuição

utilizada (Sharma et al., 1997). O uso de distribuições empíricas (ou *kernels*), modelos de reamostragem baseados em *Block Bootstrap* e K-médias (ou *K-Nearest Neighbors*) (Borgomeo et al., 2015; Lee et al., 2017; Opitz-Stapleton e Gangopadhyay, 2011; Ouarda et al., 1997; Prairie et al., 2008; Sharma et al., 1997). Por sua abordagem bastante flexível, essa categoria de modelos apresenta uma grande possibilidade de aplicações, a exemplo de *downscaling* de modelos de circulação climática global (Lee et al., 2017; Opitz-Stapleton e Gangopadhyay, 2011), geração de cenários para secas (Borgomeo et al., 2015), simulação de cenários de paleo-clima (Prairie et al., 2008) ou previsão hidrológica (Costa et al., 2012).

3.3 SÉRIES HIDROLÓGICAS NÃO ESTACIONÁRIAS E O PROBLEMA DA DETECÇÃO DAS MUDANÇAS

A abordagem clássica aplicada à detecção de comportamento não estacionário em séries históricas consiste na decomposição dessa série em suas componentes: sazonal, tendencial e ruído (Brockwell e Davis, 2002). Neste caso, a tendência e a sazonalidade violam os pressupostos de estacionariedade. Assim, devem ser tratadas previamente à análise com modelos ARMA, por exemplo.

Outra forma de manifestação dessas mudanças de comportamento ocorre por meio de alterações bruscas dos dados, denominadas saltos ou quebras (Bao et al., 2012; Bracken et al., 2014; Ferguson e Mocko, 2017; Hall et al., 2017; Harrigan et al., 2014; Ssegane et al., 2017). Nesses eventos, os saltos poderiam estar associados a mudanças de regime (o que pode ser reproduzido, por exemplo, por modelos autorregressivos com limiares – TAR ou SETAR – Franses e Dijk, 2000) ou a alterações bruscas dos processos associados à formação da série histórica.

Além do mais, o comportamento não estacionário pode se manifestar por meio de oscilações de baixa frequência, o que é atribuído à existência de ciclos de baixa frequência que nem sempre são identificáveis, principalmente em séries históricas curtas (Hurst, 1951; Koutsoyiannis, 2013, 2002; Salas e Obeysekera, 2014; Steinschneider e Brown, 2012; Wang et al., 2011). Merz et al. (2010) alertam para essa possibilidade que em séries curtas, as oscilações de baixa frequência podem ser interpretadas como sendo tendências localizadas.

Para a detecção de tendências do tipo monotônicas, dois grandes grupos de métodos podem ser utilizados: testes paramétricos ou não paramétricos. No caso dos testes paramétricos, assume-se que as séries de dados são normalmente distribuídas e os dados são independentes (Mediero et al., 2014). Nesses casos, a detecção e o ajuste de tendências, lineares ou quadráticas, por exemplo, podem ser feitas por mínimos quadrados (Brockwell e Davis, 2002). Clarke (2002b, 2002c) descreve ainda uma forma paramétrica para detecção de tendências nos parâmetros de distribuições de probabilidades, empregando-se para isso MLGs. Como exemplo de aplicação desses tipos de métodos na bacia do rio Paraguai, Clarke (2002c) utilizou MLGs na bacia do rio Cáceres e evidenciou uma tendência clara positiva nas séries históricas de vazões mínimas anuais entre os anos de 1966 e 1984.

Com relação aos testes não paramétricos na detecção de tendências monotônicas, Mediero et al. (2014) citam os métodos de Spearman e Mann-Kendall (MK), amplamente aplicados e recomendados pela Organização Mundial de Meteorologia (Chebana et al., 2013). Mediero et al. (2014) sugerem também que esses testes são recomendados nos casos em que não se pode garantir que os dados sejam descritos por uma distribuição normal, o que pode ser o caso de eventos meteorológicos extremos. Uma série de trabalhos mostra a ampla aplicação desses testes, e em especial do teste de MK na análise de tendências de cheias (Bao et al., 2012; Hamed, 2008; Lima et al., 2015; Mediero et al., 2014; Slater e Villarini, 2016).

Na Espanha, Mediero et al. (2014) usando o teste MK detectaram tendência de redução dos picos de cheias no centro e leste da Espanha por meio desse método. A essa tendência correspondeu, contudo, outra crescente das séries históricas de evapotranspiração em várias regiões do país. Hamed (2008) aplicaram o mesmo teste a séries de vazões médias em um conjunto de 57 estações espalhadas pelo mundo e observou-se que tendências positivas são mais frequentes que negativas. Bao et al. (2012) aplicaram o teste à série de vazões do rio Haihe na China e detectaram tendências negativas parcialmente provocadas por ação humana e climática. Lima et al. (2015) aplicaram o teste à série de vazões do rio Negro em Manaus e detectaram tendências positivas ao longo do período de 1903 a 2011. Slater e Villarini (2016) empregaram esse mesmo teste e detectaram crescente risco de cheias no meio oeste e região dos Grandes Lagos do EUA, tendências decrescentes no sudeste dos EUA e Califórnia.

Vale lembrar que adaptações do teste MK foram propostas como forma de superar violações do pressuposto do teste, em especial a autocorrelação. Esse é o caso, por exemplo, do MK teste com *bootstrap* em blocos (*Block Bootstrapping* MK Test - BBMK) ou o teste de tendência com remoção do efeito da autocorrelação da série (*Trend-free Pre-whitening Test* - TFPW) (Mediero et al., 2014).

Outra forma de não estacionariedade em séries históricas hidrológicas ocorre na forma de saltos. Em estatística, é comum utilizar o termo quebras estruturais a esses saltos. Uma das formas mais frequentes de se avaliar a presença de saltos em séries históricas é o procedimento de somas acumuladas (*Cumulative Sum Procedures*, ou CUSUM) (Aue e Horváth, 2013). Somas acumuladas são obtidas por meio dos desvios acumulados da série com relação à média. A estatística de teste ou o valor limite do teste é dado por uma ponte browniana padrão (*Standard Brownian Bridge*), que indica, sob a hipótese da série não conter saltos, a variabilidade do processo será inferior ao de um movimento browniano gaussiano equivalente a um passeio aleatório (Aue e Horváth, 2013).

Um exemplo de aplicações da abordagem CUSUM em séries hidrológicas foi feita por Yusof et al. (2013). Nessa oportunidade, eles utilizaram o procedimento CUSUM na detecção de quebras estruturais em séries de chuvas na Malásia. Os autores analisaram também se características de memória longa apresentadas nas séries poderiam ser atribuídas a essas quebras, considerando que indícios de memória longa em funções de autocorrelação podem ser provocadas por quebras estruturais (Aue e Horváth, 2013). No caso específico examinado pelos autores, indícios de memória longa foram identificados também em subpartes das séries, sugerindo que, de fato, as séries de chuvas obtidas na região apresentam, além da memória longa, quebras estruturais. Uma importante limitação do procedimento CUSUM para detecção de saltos é que ele se aplica a uma única quebra. O método é também limitado aos casos em que os dados apresentam independência serial. Caso isso não seja observado, são necessárias adaptações do método original para considerar a autocorrelação.

Outro método que possibilita a detecção de múltiplas quebras foi proposto por Bai e Perron (2003), baseado em métodos de programação dinâmica. Nesta abordagem é possível detectar múltiplos saltos nas séries históricas além de possibilitar a estimativa de intervalos de confiança para as datas dos saltos. O método também não requer qualquer requisito quanto a propriedades distributivas dos dados o que o torna apto para análise de séries não

gaussianas. Por fim, a definição das datas é relativamente robusta na presença de correlação serial, contudo, o número de saltos significativos pode ser superestimado nesses casos (Bai e Perron, 2003).

O modelo foi desenvolvido para estudos econométricos, e pesquisas recentes empregam o modelo em geociências. A título de exemplo, Ferguson e Mocko (2017) utilizaram essa abordagem na análise de volume, frequência e chuvas de 6 horas de duração a partir de sistemas de assimilação de dados da América do Norte (NLDAS-2). Os resultados apontaram, assim, a descontinuidade dos dados entre 1996 e 1997. Hall et al. (2017) aplicaram o mesmo método na análise de séries de velocidade e posição de sistemas frontais de verão no Atlântico Norte. Ssegane et al. (2017) avaliaram mudanças de resposta de bacias nos Estados Unidos ao utilizar o mesmo teste de múltiplos saltos nas séries.

Por fim, as oscilações de baixa frequência é outra forma de não estacionariedade em séries históricas que será abordada. Mencionou-se que séries históricas podem apresentar ciclos longos que nem sempre são facilmente identificáveis em históricos curtos. Porém, em séries longas, essas tendências localizadas podem ser observadas como parte de oscilações de longo prazo. Uma forma de se analisar esses ciclos é conduzir a análise simultânea de determinada série histórica em seu espectro de frequência. Para isso, a transformada de *ondaletas* pode ser utilizada.

O termo *ondaletas* é a tradução ao português do termo em inglês *Wavelets Transform* (Morettin, 2014). A transformada de ondaletas é empregada na análise e processamento de sinais e pode ser aplicada também na análise da estrutura tempo-frequência em séries temporais em geociências (Hall et al., 2017; Kwon et al., 2007; Massei et al., 2011; Tantaneet et al., 2005; Torrence e Compo, 1998; Wang et al., 2011). Essa técnica permite explorar a estrutura de frequência da série, busca compreender a evolução ao longo do tempo das oscilações de frequência de eventos hidro-climatológicos (aumento ou diminuição da frequência). É também uma alternativa à análise de Fourier, uma vez que permite analisar as mudanças de frequência ao longo do tempo e não apenas uma média integrada ao longo da série.

3.4 SÉRIES HIDROLÓGICAS NÃO ESTACIONÁRIAS E O PROBLEMA DA ATRIBUIÇÃO

O problema da atribuição de causas às mudanças de comportamento observadas em sistemas hídricos envolve grande complexidade. No processo de atribuição, muitas vezes, as potenciais forçantes de mudança do comportamento das cheias não são conhecidas *a priori* e não são aparentes. Diante de um grande número de variáveis que potencialmente podem produzir mudanças de comportamento em séries históricas hidrológicas, é comum construir hipóteses sobre as mudanças de comportamento baseado em consulta à literatura, consulta a especialistas e análise qualitativa e quantitativa de dados (Harrigan et al., 2014).

Ainda que complexo, entende-se que essa é uma etapa importante em estudos de previsão e dimensionamento em um contexto não estacionário. Neste estudo, entende-se que a abordagem mais apropriada para previsão e para estudos que vislumbram estimar riscos nas infraestruturas em um contexto não estacionário, por exemplo, é aquela capaz de descrever os principais mecanismos físicos envolvidos nas mudanças de comportamento da função que descreve as variáveis hidrológicas ao longo do tempo (Hirschboeck, 1988; Lima et al., 2017; Merz et al., 2012).

Com o intuito de sistematizar as possíveis forçantes de mudanças de comportamento das cheias, Merz et al. (2012) propõem sua separação em três grandes compartimentos: atmosfera, bacia, e rios. O compartimento atmosfera está relacionado aos fluxos de água e energia que são capazes de alterar o balanço hídrico na bacia hidrográfica. Já o compartimento bacia está associada a como as entradas de matéria e energia são processadas na região e produzem vazões em seu exutório. Por fim, a componente rio está associada a como a água é transportada e está associada, por exemplo, a diferentes velocidades de propagação das cheias por mudanças das características dos canais fluviais. Mediero et al. (2014) adaptaram essa formulação e separaram a componente atmosférica em duas: a primeira englobando aquelas que tem relação com o aporte de umidade para a bacia (variáveis associadas à precipitação); e, a segunda relacionada aos fluxos de energia para a bacia, tendo influência sobre a umidade antecedente (tais como temperatura e evapotranspiração).

Neste quadro, a Tabela 3.1 apresenta a sistematização feita por Merz et al. (2012) adaptada por Mediero et al. (2014) e corresponde um ponto de partida para avaliar como as

mudanças de comportamento dos recursos hídricos em uma dada localidade ocorre ao longo dos anos.

Tabela 3.1. Forçantes hidro-climáticas para mudanças nas cheias (adaptada de Merz et al., 2012).

Compartimento	Processos	Variáveis	Causas das mudanças
Amosfera: fluxos de umidade	Forçantes meteorológicas de fluxos de umidade para a bacia	Precipitação total, intensidade das chuvas, cobertura de neve, derretimento da neve, distribuição sazonal de variáveis climáticas, sazonalidade das cheias.	Variabilidade climática natural em diferentes escalas de tempo, mudança climática antropogênica.
Amosfera: fluxos de energia	Forçantes meteorológicas com efeito sobre a umidade antecedente	Temperatura, umidade relativa do ar, evapotranspiração.	Variabilidade climática natural em diferentes escalas de tempo, mudança climática antropogênica.
Bacia	Geração de escoamento e tempo de concentração	Capacidade de infiltração, coeficiente de <i>runoff</i> , capacidade de armazenamento de água.	Urbanização, desmatamento, incêndios florestais, práticas agrícolas, drenagens de áreas alagadas e agricultáveis, bacias de detenção.
Rio	Propagação da onda de cheia, superposição de ondas de cheia.	Morfologia do rio, transporte da água, rugosidade, níveis de água, vazão, áreas inundadas.	Condicionamento do rio, redução do comprimento do rio, construção de diques, quebra-mares, calhas, operação de barragens e reservatórios.

Com relação aos métodos matemáticos utilizados na literatura para atribuição de causas às não estacionariedade não é trivial propor uma sistematização para esses métodos. Essa diversidade se justifica pela diferenciada disponibilidade de dados e capacidade de análise dos dados disponíveis. Sendo assim, alguns métodos de atribuição lançam mão de um grande conjunto de variáveis explicativas e são baseados em modelos estatísticos (Mediero et al., 2014; Slater e Villarini, 2017). Outros avaliam o comportamento de modelos hidrológicos e mudanças de parâmetros ajustados ao longo dos anos (Bao et al., 2012; Harrigan et al., 2014; Xu et al., 2014). Outro grande conjunto avalia as conexões das vazões observadas com índices climáticos de grande escala – análise de Teleconexões Climáticas (Harrigan et al., 2014; Hodgkins et al., 2017; Lima et al., 2017, 2013). Há ainda

um conjunto de trabalhos que visa explorar a associação entre os mecanismos de formação atmosférica das tempestades e as magnitudes médias ou classes de cheias (Barth et al., 2017; Lima et al., 2017; Matthews et al., 2018; Wise e Dannenberg, 2017)

Como exemplo de aplicação dessas diferentes abordagens de modelos matemáticos a processos de atribuição de causas para tendências observadas em séries históricas, Harrigan et al. (2014) trabalharam o problema da atribuição na bacia do rio Boyne, na Irlanda, a partir de modelos estatísticos baseados em múltiplas hipóteses de mudanças no comportamento de cheias. Neste estudo, os autores revisitaram estudos dos anos 1970 a partir dos quais se atribuía como causa para as mudanças de cheias na bacia de estudo ao aumento da precipitação provocado por saltos da Oscilação do Atlântico Norte. No novo estudo, os autores ampliaram as conclusões da pesquisa anterior, e informaram que, além das causas atmosféricas, a construção de obras de drenagem rural e urbana contribuiu simultaneamente para o aumento das cheias na região. Cada um desses fatores atua predominantemente em uma escala de tempo específica.

Mediero et al. (2014) utilizaram também uma abordagem de múltiplas hipóteses para atribuir causas à redução de cheias em partes da Espanha. Os autores examinaram um conjunto de parâmetros relacionados à componente atmosférica e da bacia no processo de atribuição. Para tal fim, utilizaram o teste de Mann-Kendall parcial (PMK) proposto por Libiseller e Grimvall (2002) para avaliar os efeitos das covariáveis explicativas. Caso a tendência verificada nas séries observadas persistirem estatisticamente significativas após removido o efeito das covariáveis explicativas, a hipótese de determinada variável tem influência sobre as vazões é rejeitada. No estudo realizado na Espanha, as chuvas não são uma variável explicativa significativa para elucidar as mudanças de padrões das cheias, mas sim a evapotranspiração média, os índices de umidade antecedente na bacia e a relação entre *runoff* e precipitação anuais. Ou seja, a redução das cheias não tem necessariamente relação com uma diminuição do aporte de umidade para a bacia, mas certamente com a umidade antecedente às cheias, o que afeta a forma com que a bacia processa a umidade.

Outra abordagem baseada no ajuste de modelos estatísticos foi proposta por Slater e Villarini (2017), em que um conjunto de modelos lineares foram ajustados às vazões observadas no meio oeste dos EUA. A atribuição foi feita ao verificar, dentre um grande conjunto de modelos lineares que utilizavam distintas variáveis explicativas como entrada,

quais eram aqueles com melhor coeficiente de Pearson. Os autores concluíram que a variação da precipitação é a principal forçante das mudanças das cheias na região, enquanto a umidade antecedente é a segunda. Em regiões em que a contribuição do degelo e evapotranspiração eram importantes, o uso da temperatura como variável de entrada nos modelos melhorou o desempenho preditivo, conseqüentemente uma importante forçante nesses casos. Em bacias impactadas pela agricultura e urbanização, a utilização de parâmetros associados à área cultivada e à densidade populacional também foram relevantes.

Utilizando-se de a abordagem com modelos hidrológicos, Xu et al. (2014) atribuíram importâncias relativas da ação humana e das oscilações naturais nas mudanças observadas nas vazões do rio Haihe, na China (Xu et al., 2014). Nesse estudo, variações no clima (redução da chuva principalmente) são responsáveis em média por 27% da redução das vazões observadas, enquanto as mudanças no uso do solo (reflorestamento principalmente) são responsáveis em média por 73% da mudança das cheias. Bao et al. (2012) regionalizam esses resultados ao indicar que a depender da região de estudo, a parcela atribuída à ação humana varia de 41,5 a 73,9%, enquanto o clima é responsável por desde 26,1 a 58,5% das mudanças observadas nas cheias.

Um grande conjunto de estudos busca atribuir ainda mudanças observadas às oscilações de baixa frequência nas vazões constatadas, associa mudanças de comportamento das cheias a padrões climáticos globais, realiza assim a análise de Teleconexões Climáticas. Por exemplo, Hodgkins et al. (2017) examinaram 1.200 séries hidrológicas que apresentavam tendências na Europa e EUA a partir das quais os autores contabilizaram o número de excedências das vazões com relação a um limiar especificado. Os autores concluíram que as tendências verificadas são provavelmente relacionadas mais a oscilações de baixa frequência do que a claras tendências lineares. Além disso, os autores relacionaram essa mudança de frequência à Oscilação Multidecenal do Atlântico (OMA).

Outro exemplo de análise de Teleconexões Climáticas foi realizado por Wise e Dannenberg (2017) que associaram mudanças de trajetórias de tempestades, reconstruídas com dados de anéis de árvores, a padrões de secas no Oceano Pacífico Nordeste. Essas alterações de comportamento das trajetórias das tempestades, por sua vez, foram associadas ao índice Oscilação *Niño*.

Dentre o conjunto de trabalhos que visam explorar diferentes mecanismos atmosféricos de geração de tempestades, o trabalho de Barth et al. (2017) analisou a importância dos “Rios Atmosféricos” (*Atmospheric Rivers*, ou *AR*) na formação de cheias no Oeste dos Estados Unidos. Conforme os autores citados, a fração das tempestades decorrentes de *ARs* varia bastante entre regiões, variando desde 0% das tempestades até mais de 80% delas. Em alguns locais, também foi identificado que os maiores quantis de cheias, bem como as maiores cheias do histórico estão associadas às maiores cheias. Outro exemplo de análise nessa linha foi desenvolvida por Matthews et al. (2018) que analisaram a “Super Tempestade” *Desmond*. Este estudo analisou o evento recorde registrado nas ilhas Britânicas em dezembro de 2015. Estes autores associaram a tempestade a rios atmosféricos e sugeriram ainda que as chances de ocorrência de tempestades desse tipo aumentaram em 25% desde 1870.

A abordagem, nesse sentido, foi proposta ao longo desse trabalho e resultou na publicação Santos et al. (2018). Nessa oportunidade, foi avaliado o uso da classificação de trajetórias de tempestades na Espanha como uma variável explicativa de diferentes magnitudes de cheias. Analisou-se também se as tendências de redução das cheias observadas ao longo dos últimos anos na Espanha que poderiam ser explicadas por uma mudança no padrão de ocorrência de diferentes tipos de tempestades ou pela redução da umidade específica das tempestades associadas às cheias. Concluiu-se que a alteração da frequência de tempestades Oceânicas e o aumento da frequência de tempestades Continentais pode ser um fator que localmente explique a tendência de redução das cheias. Além disso, a redução da umidade específica em tempestades Continentais pode ser associada à diminuição das cheias na região Mediterrânea do país, considerando-se que as tempestades Continentais são mais frequentes nessa região (Santos et al., 2018b).

Vale ainda mencionar que não apenas as magnitudes das cheias têm sido objeto de atribuição, mas também seus padrões temporais. Essa abordagem considera que mudanças nos padrões temporais podem indicar alteração nos processos de geração nas cheias. Nesse sentido, Blöschl et al. (2017) realizaram um estudo em escala europeia utilizando-se 4.262 estações e não identificaram padrões consistentes nas magnitudes das cheias. Contudo, seus padrões temporais apresentaram, em algumas localidades, significativas mudanças de comportamento. No nordeste europeu, observou-se que temperaturas mais altas aceleraram os processos de degelo, antecipando o período médio de ocorrência das cheias. Em regiões com influência do Mar do Norte, as tempestades de inverno tendem a ocorrer mais tarde,

resultado devido ao aquecimento polar. No oeste europeu, a antecipação dos picos de umidade do solo levou ao adiantamento das cheias de inverno. Todos esses resultados inferem a existência de um sinal climático resultante do aumento de temperatura na Europa. Outros estudos apresentam objetivo semelhante em investigações acerca da relação entre as alterações de padrão temporal da ocorrência de cheias e as mudanças de seus mecanismos de geração (Acero et al., 2012; Hall, 2016; Hannaford e Buys, 2012; Lorenzo-Lacruz et al., 2012).

3.5 ESTUDOS ANTERIORES NA BACIA DO RIO PARAGUAI

3.5.1 O problema da detecção

Na bacia do rio Paraguai, Collischonn et al. (2001) apresentam uma série de evidências de mudanças de comportamento nas séries históricas de níveis na bacia do rio Paraguai, sem, contudo, que realizassem testes de hipóteses formais. Ainda assim, detectaram comportamento bastante distinto nas séries de níveis de Ladário entre 1961 e 1970 e nos demais períodos, em termos de níveis mínimos, médios, máximos além de diferentes comportamentos na estrutura de autocorrelação das séries históricas de níveis. Análises exploratórias foram utilizadas para séries de vazões em outras estações da bacia do rio Paraguai, o que corroborou com as hipóteses de mudanças de comportamento observado nos níveis em Ladário.

Assim, Collischonn et al. (2001) analisaram também as mudanças no regime de chuvas da região. Ao considerar-se a magnitude das áreas de drenagem da área de estudo, observou-se que pequenas mudanças na quantidade de chuvas podem implicar em grandes alterações de comportamento das vazões. Desta forma, investigaram as chuvas por meio de uma variável Bernoulli indicando se a ocorrência de precipitação foi acima ou abaixo da média. Para confirmar as tendências, utilizaram uma regressão logística. Os resultados apontaram que ao longo do período de 1960-1972 as precipitações foram consistentemente abaixo da média. Essas tendências foram ainda mais marcantes nas parcelas ao norte da área de estudo, nas sub-bacias contribuintes às estações Cáceres (Alto Rio Paraguai), Cuiabá (Rio Cuiabá) e São Lourenço (Rio São Lourenço).

Ainda na bacia do alto Rio Paraguai, Clarke (2003) analisou as tendências nas vazões mínimas. Para tal, utilizou os MLGs. O autor aplicou essa formulação na análise dos parâmetros da distribuição de Weibull em uma série de vazões mínimas entre 1966 e 1984

na estação Cáceres. Foram identificadas claras tendências positivas nessa série de vazões para o período estudado, resultado esse que é consoante àquele apresentado por Collischonn et al. (2001).

3.5.2 O problema da atribuição

Na bacia do rio Paraguai, a atribuição de causas para as mudanças de comportamento nas séries históricas segue como uma questão em aberto. Evidências de mudanças de comportamento das chuvas na bacia do Rio Paraguai (Collischonn et al., 2001) sugerem que a componente atmosférica tenha um importante papel como vetor de alteração no comportamento hidrológico da bacia. Do ponto de vista climatológico, se, de fato, as chuvas têm uma parcela de contribuição nas oscilações observadas nos níveis dos rios e vazões na área de estudo, mudanças nos aportes de umidade à área de estudo poderiam explicar parte dessa variação. Nesse sentido, é válida a verificação de indicadores climáticos de grande escala como potenciais indutores de oscilações de baixa frequência nas vazões dos rios da região.

Assim, o parâmetro de Oscilação Sul *El Niño* (ENSO), por exemplo, é indicador climático cujos efeitos são reportados como significativos sobre a climatologia do rio Paraguai (Cavalcanti et al., 2015). O efeito do ENSO canônico sobre a região corresponde a uma redução na ocorrência de eventos extremos de chuvas durante os eventos do *El Niño* (o contrário ocorre durante eventos *La Niña*) (Cavalcanti et al., 2015). Nos fenômenos do *El Niño Modoki*, o número de eventos extremos de precipitação na parte norte da bacia do rio La Plata tende a aumentar (Cavalcanti et al., 2015). Com relação às precipitações acumuladas mensais e sazonais durante eventos de *El Niño* e de *El Niño Modoki*, o efeito é incerto, uma vez que, o aumento da frequência de eventos extremos é usualmente acompanhado pela diminuição da frequência de eventos de precipitações fracas e moderadas na região (Cavalcanti et al., 2015).

Outro indicador climático com efeitos relatados sobre a região é a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP). Os efeitos da ODP sobre a América do Sul são descritos por Kayano e Andreoli (2007) que afirmam que esse parâmetro serve como um modulador dos efeitos da oscilação *Niño* na América do Sul. Estes sugerem que as diferenças observadas na América do Sul nos efeitos do *El Niño* observados localmente em condições semelhantes de ENSO podem estar associadas com a ODP. Ou seja, esse índice criaria as condições necessárias para que as teleconexões com o ENSO sejam manifestadas e atuam, assim,

construtivamente quando os dois índices encontram-se com o mesmo sinal, e destrutivamente, caso apresentem sinais contrários. Efeitos semelhantes são observados em outras regiões no planeta (Brönnimann, 2007; Parages et al., 2016) e, por tal razão, Wang et al. (2014) propõem uma generalização do efeito construtivo desses índices climáticos em escala global.

A Oscilação Multidecenal do Atlântico (OMA) também pode apresentar influência sobre a região de estudo, indicando que anomalias positivas (negativas) do índice podem influenciar redução (aumento) da precipitação na região (Chiessi et al., 2009). O mecanismo relacionado a essa redução pode ser descrito desta forma: durante anomalias positivas da OMA as águas do Oceano Atlântico sul apresentam-se mais frias que o normal, o que provoca uma redução da atividade das ZCAS, resultado do deslocamento do cinturão principal do Sistema de Monções da América do Sul em direção ao norte. Essa diminuição da atividade da ZCAS implica em reduzidas precipitações na área de estudo (Chiessi et al., 2009). Outro mecanismo que pode estar associado a essa redução é o deslocamento para o norte das linhas de correntes oceânicas do Atlântico. Assim, fases positivas da OMA poderiam estar relacionadas ao fortalecimento das correntes oceânicas no norte do Brasil e um enfraquecimento da corrente ao oeste do Brasil. As temperaturas baixas no Atlântico Sul provocariam, portanto, a redução do transporte desse calor, o que por fim, tenderia a reduzir as precipitações na bacia de estudo.

Kayano e Capistrano (2014) relatam ainda outro efeito importante da OMA sobre a América do Sul, que é o de também funcionar como modulador dos efeitos do ENSO no continente. Segundo eles, o efeito do *El Niño* durante a fase fria do AMO em geral é mais forte que na fase quente, decorrente da diferença de pressão entre os Oceanos Atlântico e Pacífico. Conseqüentemente, quanto maior essa diferença de pressão entre os oceanos, mais organizada a Célula de Walker. Logo, quando os dois Oceanos estão em sua fase quente, a célula de Walker apresenta uma estrutura horizontal de transporte de umidades mais fraca o que provoca a precipitação sobre o continente sul-americano.

Com relação à componente antropogênica na bacia do rio Paraguai, estudos esparsos realizados a partir de dados não sistemáticos sugerem também que alterações no balanço hídrico anual podem ter contribuído com mudanças no comportamento das cheias. Esses estudos sugerem que mudanças de uso do solo podem ser a causa de tais alterações. Para ilustrar tais mudanças, Galdino et al. (2002) afirmam que na bacia do rio Taquari, um dos

mais importantes afluentes do rio Paraguai, entre 1974 e 1984, têm áreas destinadas à criação de gado e à agricultura passaram de 95.580 ha (3,38% da área da bacia) para 1.199.550 ha (42,42% da área da bacia). Collischonn et al. (2001) sugerem também que parte do incremento das vazões no rio Paraguai pode estar associado à diminuição da cobertura de florestas e substituição por culturas anuais (principalmente soja) entre os anos de 1970 e 2000. Contudo, dados sistemáticos sobre essa alteração do uso do solo da bacia não são facilmente disponíveis, o que dificulta a atribuição mais forte nesse sentido.

3.5.3 Projeções futuras de probabilidades de cheias na bacia do rio Paraguai

Clarke (2002c) utilizou a modelagem dos parâmetros da distribuição Weibull em função do tempo e identificou tendências crescentes de vazões mínimas entre 1966 e 1984, indicadas pela evolução dos parâmetros da distribuição. Como a variável de entrada do modelo proposto era apenas o tempo, não foi utilizada uma capaz de descrever o mecanismo de formação das cheias na região. Assim, o fato de se tratar de séries históricas relativamente curtas limitou a possibilidade de detecção de oscilações de baixa frequência (Hurst, 1951; Koutsoyiannis, 2013, 2002; Merz et al., 2010; Salas e Obeysekera, 2014; Steinschneider e Brown, 2012; Wang et al., 2011) e as possibilidades de extrapolação do modelo para o futuro.

Prass et al. (2012) obtiveram bons resultados para as previsões mensais de níveis na estação de Ladário, utilizaram um modelo SARFIMA (Sazonal Autorregressivo Fracionário Integrado de Médias Móveis). Contudo, este modelo apresenta uma clara limitação ao não introduzir variáveis explicativas para as mudanças de comportamento das séries. Quando comparado a um modelo de regressão linear múltipla que emprega os níveis à montante da estação Ladário como variáveis preditivas, o modelo SARFIMA apresenta desempenho superior a curto prazo (até um mês), porém inferior a prazos de quatro meses, quando as variáveis preditivas têm um peso mais significativo nas previsões (Santos e Lima, 2017).

As limitações de ambas as aplicações acima listadas são a ausência da descrição do mecanismo formador das vazões na área de estudo. Essa carência revela que o preenchimento da lacuna da atribuição de causa para as mudanças do comportamento hidrológico representaria um importante ganho na modelagem e previsão de desempenho futuro das vazões na região. Além disso, revela que abordar as causas dessas alterações não é um problema de fácil solução.

Bravo et al. (2014), por sua vez, propuseram uma análise para a bacia do alto rio Paraguai baseados em 20 modelos de circulação global que consideram os cenários de emissões AS-ASF e B2-MÊS para os 30 anos subsequentes. Com base nesses cenários, dados de temperaturas e precipitações foram projetados e os resultados indicaram que projeções de temperatura e evapotranspiração são consistentes com um aumento dessas variáveis. Contudo, as projeções de precipitações são altamente variáveis e não mostram nenhuma tendência clara de aumento ou diminuição das vazões médias.

Sordo-Ward et al. (2017) produziram prognósticos de comportamento climático para a bacia do rio La Plata, utilizaram o modelo de circulação regional ETA-HadGEM2. Os resultados sugerem um aumento da frequência de ocorrência de *secas* para o período de 2011-2040 na região do alto rio Paraguai. Especificamente do lado brasileiro da bacia, as projeções para esse período são de reduzidas precipitações (diferentemente de Bravo et al., 2014) e aumento da evapotranspiração potencial (resultados consistentes com Bravo et al., 2014). Para os períodos subsequentes (2041-2070 e 2071-2100), existe uma tendência de retorno da precipitação e evapotranspiração potencial nos níveis climatológicos atuais ou pouco superiores, o que reforça a existência de oscilações de baixas frequências nas variáveis hidrológicas da área de estudo.

Esses resultados seriam indícios de que ao longo do período de 2011-2040, as perdas por evapotranspiração e as precipitações fariam com que a umidade antecedente na bacia fosse menor que os valores observados atualmente e os volumes sazonais e anuais de precipitação também, ao aproximar o período de 2011-2040 do comportamento observado ao longo dos anos 1960 na área de estudo. Assim, as precipitações sazonais tenderiam a reduzir e a evapotranspiração a aumentar. O mesmo poderia ocorrer com vazões médias anuais e, conseqüentemente, com as cheias. Esses resultados são consistentes com Marengo et al. (2016). Contudo, esses últimos afirmam que o sinal das simulações por conjunto dos modelos CMPI3 e CMPI5 apresenta grande dispersão e sugerem cautela na utilização dessas projeções (Marengo et al., 2016).

4 METODOLOGIA

4.1 ÁREA DE ESTUDO

A bacia do rio Paraguai, localizada na parte central da América do Sul, apresenta uma área de drenagem que cobre parte dos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, além da Bolívia, Paraguai e Argentina. Sua área de drenagem cobre cerca de 1×10^6 km² e o curso principal tem comprimento da ordem de 2.600 km. O trecho estudado aqui está limitado à jusante pela estação fluviométrica de Porto Murtinho, que totaliza 575.000 km² de área de drenagem. Além disso, para fins desse estudo, foram pesquisadas apenas as estações localizadas no Brasil, o que resultou na área de estudo ilustrada na Figura 4.1. Parte significativa dessa região situa-se no Pantanal sul-americano, que é a maior superfície úmida das Américas e uma das maiores do planeta (Assine et al., 2014; Collischonn et al., 2001). Nos tópicos a seguir serão descritos os principais elementos do contexto geológico, climatológico, ecológico e litológico da área de estudo. Na sequência, serão apresentados os dados hidro-climatológicos obtidos.



Figura 4.1. Mapa de situação da área de estudo.

4.1.1 Aspectos geológicos

A área de estudo inclui a região do Pantanal, que é uma bacia sedimentar formada ao final do período Neógeno, há 2,59 milhões de anos (Assine, 2005). Sua formação é associada possivelmente a uma distensão da placa continental e subsidência da planície pantaneira, decorrente da formação da Cordilheira dos Andes (Assine et al., 2014). Pode estar também associada à formação da região Centro-oeste do Brasil, em tempos em que não havia ainda a baixa do rio Paraguai, sendo essa área uma região elevada que separava a zona andina do Alto Paraná. Segundo Assine et al. (2015), o Pantanal é um amplo trato deposicional dominado por sedimentação aluvial, em que seu tronco principal desse trato é o rio Paraguai, que coleta vários “leques aluviais” de seus afluentes. Na Figura 4.2 são destacados os principais leques aluviais do Pantanal que são os do Taquari, São Lourenço e Cuiabá, que ocupam 37%, 11% e 10% da planície pantaneira, respectivamente (Assine et al., 2015, 2014; Pupim et al., 2017). O gradiente hidráulico da região médio muito baixo apresenta inclinações médias da ordem de 36 cm/km (Assine, 2005).

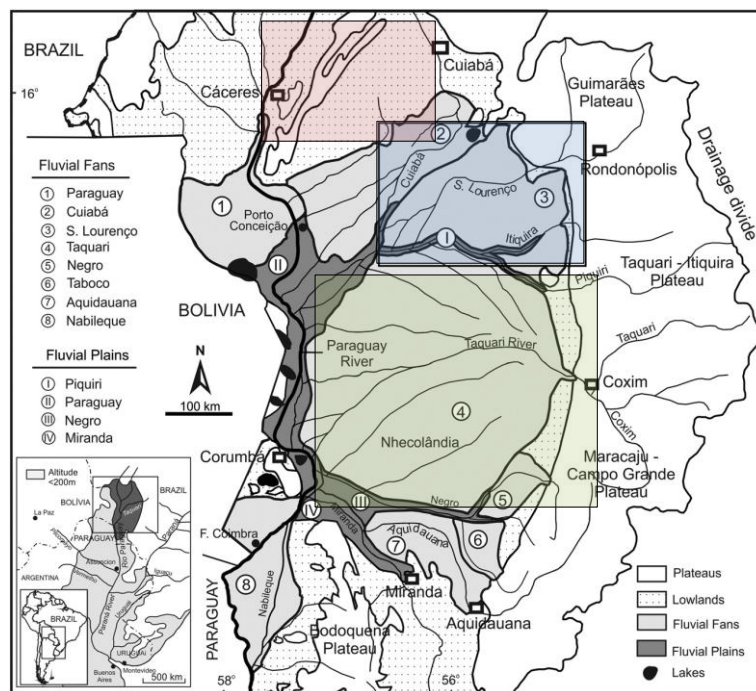


Figura 4.2. Sistemas aluviais e deposicionais da Planície do Pantanal, com destaque aos sistemas deposicionais do rio Taquari (abaixo), São Lourenço (intermediário) e Cuiabá (superior) (adaptada de Assine et al., 2015, 2014; e Pupim et al., 2017).

Vale mencionar que a formação desses leques possivelmente ocorreu em virtude da atividade eólica, em um período em que predominava clima semiárido na região. Essa atividade pode ter ocorrido durante o último período de glaciação (Assine, 2005). Ao longo

de climas mais quentes e úmidos, esses leques seguem como estruturas de deposição ativas. Em alguns locais, esses sistemas de leques com canais acessórios e com os de meandros formam lagoas que recebem excessos de vazão decorrentes das inundações anuais. A essa configuração que se dá o nome de *Wetlands*, ou áreas úmidas, características do Pantanal.

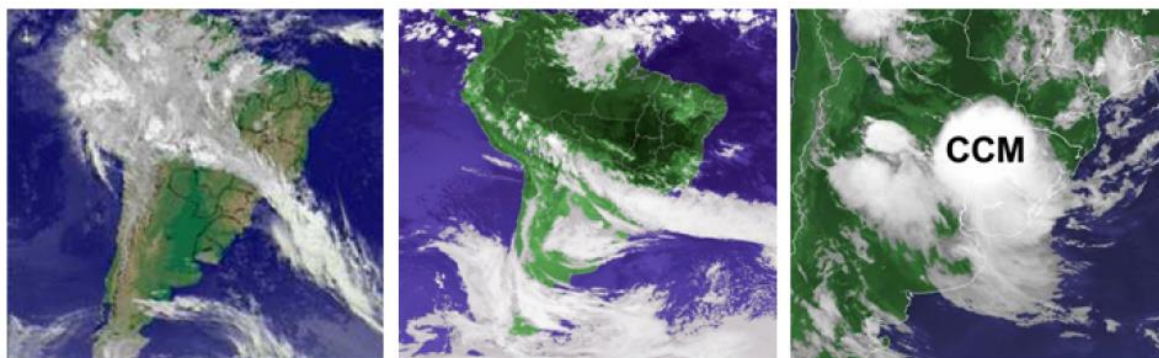
A formação desses leques aluviais e, conseqüentemente da constituição dessas estruturas deposicionais é um importante condicionante da hidrologia regional. Esses arranjos formam sistemas fluviais distributivos de fluxos (Assine et al., 2014) que fazem com que o período de concentração de água na bacia seja relativamente grande. Também propicia a formação de espelhos de água que podem favorecer intensos processos de evaporação direta. As reduzidas vazões específicas na bacia são indício da influência da topografia sobre o comportamento da bacia. Enquanto nas bacias de cabeceira do rio Paraguai, situadas na área da Amazônia legal, os rios chegam a apresentar vazões específicas da ordem de 30 L/s/km², no trecho de Porto Murtinho, as vazões específicas são reduzidas a cerca de 4 L/s/km², com base nos dados hidrológicos coletados.

4.1.2 Aspectos climatológicos

Segundo os critérios da classificação de Köppen-Geiger, a parcela da bacia do rio Paraguai, avaliada no presente estudo, abrange principalmente climas do tipo Aw: Tropical de Savana, com temperaturas elevadas, chuva no verão e seca no inverno (Peel et al., 2007). A região, por sua grande extensão territorial, comporta grande variedade de características que condicionam suas feições climáticas. As latitudes da bacia variam entre aproximadamente 14,1° e 22,3° Sul e as longitudes entre 53,1° e 59,7° Oeste. As altitudes também variam consideravelmente e oscilam em torno de 800 metros nos pontos mais altos da bacia a cerca de 70 metros em Porto Murtinho. Essas dimensões e o fato de se situar em região subtropical fazem com que a região sofra influência de sistemas atmosféricos de origem tropical e extratropical.

Os sistemas de origem tropical são aqueles sistemas que atuam na região amazônica como as Zonas de Convergência do Atlântico Sul (predominantes na área de estudo), enquanto os extratropicais são eventos do tipo sistemas frontais provenientes do sul do continente, menos frequentes na área de estudo (Cavalcanti e Kousky, 2003). Além disso, em virtude da interação entre a umidade decorrente do aquecimento convectivo na Amazônia com sistemas atuantes sobre a região andina (região semipermanente de alta pressão sobre a

Bolívia, conhecida simplesmente como "alta da Bolívia"), são frequentes ocorrências associadas a Complexos Convectivos de Mesoescala (CCM). Esses sistemas também são responsáveis por condições de tempo severo, especialmente na região mais ao sul do Pantanal (Cavalcanti et al., 2015). Esses três sistemas são ilustrados na Figura 4.3.



(a)

(b)

(c)

Figura 4.3. Figuras ilustrativas de (a) Zonas de Convergência do Atlântico Sul, (b) frente fria e (c) Complexos Convectivos de Mesoescala (Fonte: CPTEC/INPE).

A sazonalidade desses sistemas que atuam na região condiciona a ocorrência das chuvas. Tanto as Zonas de Convergência do Atlântico Sul quanto os Complexos Convectivos de Mesoescala são mais intensos e têm maiores implicações em termos de chuvas, ventos e convecção no verão do hemisfério sul. Ainda que as frentes frias sejam mais frequentes durante o inverno (Cavalcanti e Kousky, 2003), aportes de umidade que dão início à estação chuvosa nas regiões centro-oeste e sudeste do Brasil usualmente acontecem a partir de meados de outubro. Os picos de chuvas ocorrem entre os meses de dezembro e fevereiro e mínimos entre junho e agosto (Cavalcanti et al., 2015).

Essa característica climática é consistente com o sistema de monções da América do Sul (SMAS) (Marengo et al., 2012). Espacialmente, as precipitações na região são também bem demarcadas com um gradiente nordeste-sudoeste, elas variam de 2.000 mm ao norte na Chapada dos Parecis, no limite com a bacia Amazônica, a 800 mm próximo à estação Porto Murinho, no limite sul da área de estudo. O gradiente médio de precipitação é apresentado na Figura 4.4. Nessa figura, fica evidenciado um gradiente Sul-Norte e Oeste-Leste das precipitações a uma razão de 49,3 mm de chuva para cada grau de latitude e de 23,33 de chuva anual média para cada grau de longitude. Reforça esse dado, as isoietas anuais de precipitação apresentadas na Figura 4.5 (CPRM, 2011), que indicam que na

planície pantaneira, os totais anuais de precipitação são bastante mais reduzidos, quando comparados com as regiões de cabeceiras.

Relação entre chuva anual e coordenadas na bacia

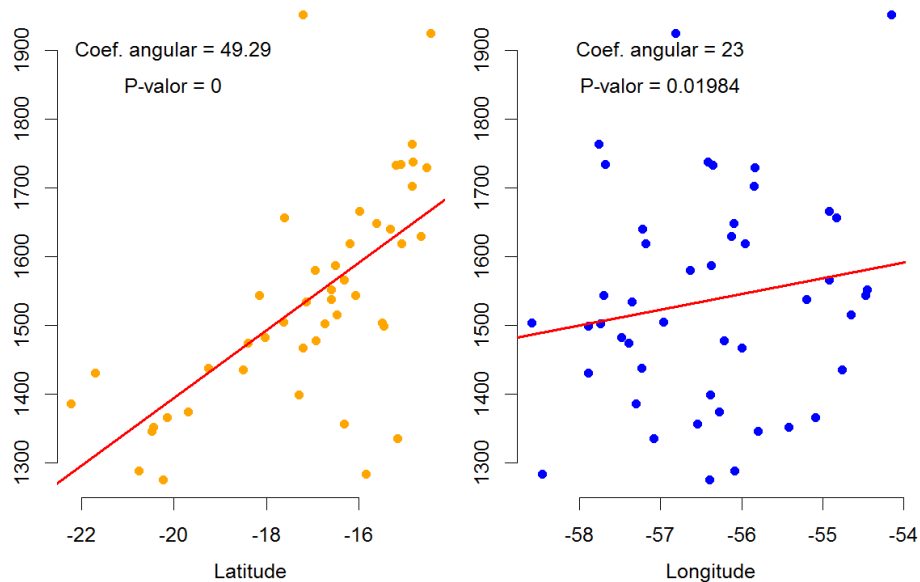


Figura 4.4: Gradiente de precipitação média anual em função da latitude e longitude (Coef. angular indica a variação média das chuvas, em milímetros, para cada unidade de latitude e longitude na bacia do rio Paraguai; p-valor indica o risco incorrido ao rejeitar a hipótese nula de que não existe relação entre as variáveis: ou seja, quanto menor o p-valor, maior é a chance de existir uma correlação significativa entre as variáveis comparadas).

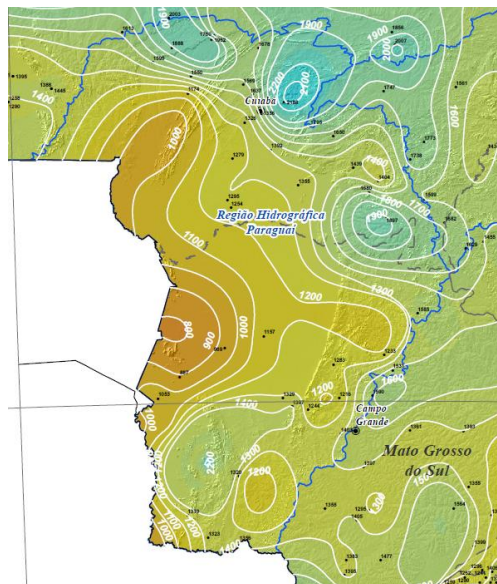


Figura 4.5: Isoietas Anuais de chuvas médias anuais na escala 1:5.000.000 para o período de 1977 a 2006 (Fonte: Atlas Pluviométrico do Brasil – CPRM).

4.1.3 Aspectos de interesse ecológico da região

A área de estudo abrange uma das maiores regiões de interesse ecológico no mundo que é a região do Pantanal sul-americano. Segundo Brasil (2007), o bioma Pantanal é considerado uma das maiores extensões úmidas contínuas do planeta e sofre influência direta de outros quatro biomas: Amazônia, Cerrado, Mata Atlântica e Chaco (este último no Paraguai e Bolívia). Esse bioma abriga abundantes populações de espécies que em outras regiões do país são ameaçadas, como é o caso do tuiuiú e da onça-pintada (Brasil, 2007). Vale mencionar que, quando ocorrem cheias na região, é comum o incidente de onças-pintadas em perímetros urbanos, em virtude do alagamento do habitat dessa espécie. O Pantanal abriga os seguintes números de espécies catalogadas: 263 espécies de peixes, 41 espécies de anfíbios, 113 espécies de répteis, 463 espécies de aves e 132 espécies de mamíferos sendo 2 endêmicas (Brasil, 2007).

Quase duas mil espécies de plantas já foram identificadas na região, algumas delas de potencial medicinal (Brasil, 2007). Ainda segundo Brasil (2007), baseado em dados de 2002, o bioma Pantanal ainda é bastante conservado, apresentando 86,77% de cobertura vegetal nativa e 11,54% de áreas antropizadas. As principais ações humanas com impactos na região são a agropecuária, especialmente nas áreas de planalto adjacentes do bioma, fora da área característica do Pantanal. Sendo assim, ainda que o bioma Pantanal seja relativamente bem preservado, as áreas mais impactadas de cerrado estão à montante da planície pantaneira e podem representar impactos sobre a hidrologia na região.

Além da fauna e flora, a região abriga comunidades tradicionais como as indígenas, quilombolas, os coletores de iscas ao longo do Rio Paraguai, comunidade Amolar e Paraguai Mirim, dentre outras. Essas comunidades influenciaram diretamente na formação cultural da população pantaneira. O Pantaneiro, hoje reconhecido formalmente pelo Decreto Presidencial no 6.040/2007, é o habitante tradicional do ecossistema Pantanal. Os pantaneiros tradicionais vivem com as condições oferecidas pela própria natureza, adaptam seu modo de vida ao regime hidrológico da região. Vale mencionar que o fato de o Pantaneiro tradicional viver adaptado às condições do ambiente, isso os coloca em posição vulnerável à ocorrência de eventos extremos (secas e cheias). Nesse sentido, sistemas de previsão de cheias e secas constituem importantes instrumentos para convivência dessas populações com as oscilações da hidrologia regional.

4.1.4 Aspectos da pedologia local

Acerca da pedologia da área de estudo, dados consolidados de tipos de solo no Brasil são disponibilizados pela Embrapa Solos (Santos et al., 2011). Os vários tipos de solo identificados na região são listados na Tabela 4.1. Nessa tabela são apresentadas características gerais dos tipos de solos e algumas estatísticas relacionadas à distribuição desses solos na área de estudo. A distribuição espacial dos tipos de solo na bacia, segundo essa mesma classificação, é apresentada na Figura 4.6.

Tabela 4.1: Breve caracterização dos tipos de solo na área de estudo (Fonte: Ageitec / Embrapa) ².

Símbolo	Nome	Área (km ²)	Fração (%)	Fração Acumulada (%)	Textura	Hidromórficos
RQ	Neossolos Quartzarênicos	51.601	14,31	14,31	Arenosa	Baixa retenção de umidade
PVA	Argilossolos Vermelho- Amarelos	48.820	13,53	27,84	Argilosa	Dificulta a infiltração de água no solo
SX	Planossolos Háplicos	37.703	10,45	38,29	Arenosa	Dificulta a infiltração de água no solo
LV	Latossolos Vermelhos	32.636	9,05	47,34	Argilosa	Baixa quantidade de água disponível
FX	Plintossolos Háplicos	30.018	8,32	55,66	Argilosa	Escoamento lento de água
ESK	Espodossolos Ferrihumilúvicos	28.646	7,94	63,60	Arenosa	Restrição na retenção de água
PV	Argilossolos Vermelhos	27.477	7,62	71,22	Argilosa	Dificulta a infiltração de água no solo
SN	Planossolos Nátricos	19.054	5,28	76,50	Arenosa	Forte restrição à drenagem
GX	Gleissolos Háplicos	14.144	3,92	80,43	Argilosa	Forte restrição à drenagem
FF	Plintossolos Pétricos	11.783	3,27	83,69	Arenosa	Dificulta a infiltração de água no solo
LVA	Latossolos Vermelho- Amarelos	11.474	3,18	86,87	Argilosa	Baixa quantidade de água disponível
RL	Neossolos Litólicos	10.864	3,01	89,89	Orgânico	Dificulta a infiltração de água no solo
VE	Vertissolos Ebânicos	9.059	2,51	92,40	Argilosa	Sem Restrição
MD	Chermossolos Rêndzicos	5.434	1,51	93,90	Orgânico	Sem Restrição
CX	Cambissolos Háplicos	5.232	1,45	95,35	Argilosa	Dificulta a infiltração de água no solo
RR	Neossolos Regolíticos	4.940	1,37	96,72	Arenosa	Restrição à drenagem
TC	Luvissolos Crômicos	4.841	1,34	98,07	Argilosa	Restrição à drenagem
MT	Chermossolos Argulúvicos	2.012	0,56	98,62	Argilosa	Restrição à drenagem

² Dados disponíveis em https://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/solos_tropicais. Acesso em 04/10/2019.

Símbolo	Nome	Área (km ²)	Fração (%)	Fração Acumulada (%)	Textura	Hidromórficos
VG	Vertissolos Hidromórficos	1.727	0,48	99,10	Argilosa	Restrição à drenagem
AGUA	Água	1.718	0,48	99,58	-	-
NV	Nitossolos Vermelhos	1.519	0,42	100,00	Argilosa	Restrição à drenagem

A área de estudo apresenta uma predominância de solos argilosos, pouco permeáveis e com restrições à drenagem e à infiltração. Em alguns casos, o solo apresenta maior capacidade de infiltração, como é o caso de alguns solos arenosos localizados principalmente nas nascentes do rio Taquari (Neossolos Quartizarenicos), que representa 14,3 % do solo da bacia. Entretanto, de modo geral, a bacia é formada por solo de baixa capacidade de infiltração e drenagem pobre, o que, somado à característica da região de apresentar pequenas declividades e gradientes hidráulicos muito modestos, favorece a formação de acúmulos superficiais de água típica de região pantaneira.

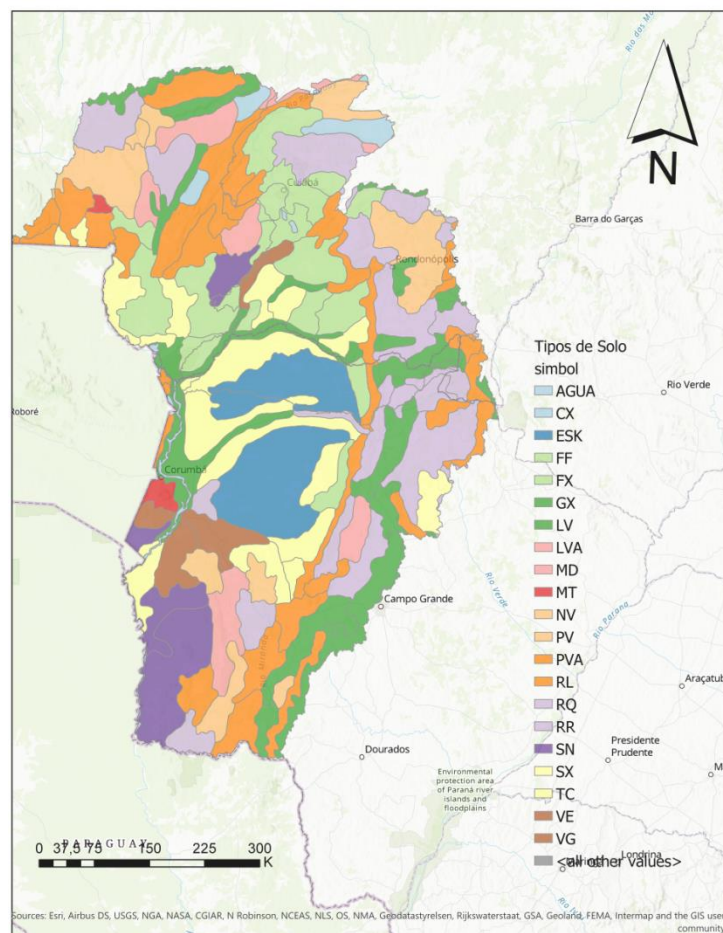


Figura 4.6: Distribuição dos diferentes tipos de solo ao longo da área de estudo (Fonte do dado: Santos et al., 2011).

Nas regiões mais baixas da bacia, na planície pantaneira, há uma predominância de Planossolos Háplicos e Espodosolos Ferrihumilúvicos, que são solos hidromórficos, que apresentam dificuldade a percolação de água, assim como apresentam dificuldades para a penetração de raízes em razão de seu elevado grau de compactação. Além desses solos argilosos do tipo Gleissolos Háplicos nessa região, eles são abundantes nas partes mais baixas da planície aluvial. Esses solos também apresentam grandes restrições à drenagem.

Outros tipos de solo abundantes na região são os Argilossolos Vermelho-Amarelos, Latossolos Vermelhos e os Plintossolos Háplicos. Esses solos possuem textura predominantemente argilosa o que implica também em dificuldade de infiltração. Esses tipos de solos predominam nas áreas de cabeceira dos rios Miranda, Taquari, Cuiabá e Alto rio Paraguai.

4.2 DADOS HIDRO-CLIMATOLÓGICOS

4.2.1 Dados hidrológicos

Para este estudo, foram consultadas todas as estações fluviométricas da região hidrográfica do Paraguai conforme a divisão hidrográfica nacional, instituída pelo Conselho Nacional de Recursos Hídricos – CNRH (Sub-bacias 66 e 67; ou sub-bacias dos Rios Paraguai e São Lourenço e Rios Paraguai, APA e outros, respectivamente). Os dados de vazões médias diárias e precipitações diárias são disponíveis pelo Sistema Nacional de Informações sobre Recursos Hídricos – SNIRH (BRASIL, 1997). Os dados estão acessíveis e podem ser descarregados livremente no sistema *Hidroweb* (ANA, 2017). No presente estudo foram utilizadas todas as informações disponíveis neste sistema em maio de 2019.

A partir desse banco de dados, foram selecionadas as séries de vazões médias diárias que se originavam ao menos no início dos anos 1970, uma vez que um grande número dos saltos nas séries históricas pode ser observado por análise visual durante esse período. Após essa seleção, restaram dados em 182 estações pluviométricas e 46 estações fluviométricas. As áreas de drenagem variam de 1.310 km² a 575.000 km². A localização dessas estações fluviométricas com numeração sequencial está apresentada na Figura 4.7. Os códigos oficiais são apresentados no apêndice. A numeração é sequencial ao código das estações que obedecem a uma direção aproximadamente norte-sul.

Mediante a Figura 4.7, pode-se observar que informações hidrológicas são mais abundantes na parcela nordeste da bacia, que são as bacias do rio Cuiabá e Alto Paraguai.

Nessas regiões, as séries históricas são mais longas e alcançam com mais frequência o período de interesse do presente estudo. Além disso, nessa região, os canais fluviais são mais bem definidos, ao contrário dos grandes leques dos rios Taquari, baixo-Cuiabá e São Lourenço, típicos do Pantanal (Assine et al., 2015, 2014; Pupim et al., 2017). Nas regiões mais baixas, situadas na planície pantaneira, os canais fluviais são largos e muitas vezes indefinidos o que compromete a definição de curvas-chave e, conseqüentemente, de dados de vazões (Collischonn et al., 2001).

Neste estudo, as precipitações foram estimadas a partir da média aritmética das estações inseridas nas bacias hidrográficas. Como resultado, foram utilizadas, portanto, 46 séries fluviométricas e 46 séries pluviométricas. A densidade de estações pluviométricas para a definição das chuvas varia de 0,29 estações por 1.000 km² na parte mais jusante da bacia até 2,75 estações por 1.000 km² na cabeceira do rio Taquari. Ainda que o uso de médias aritméticas para espacialização das chuvas seja simplista, entende-se que seja satisfatória para os objetivos deste estudo que sejam o de estimar oscilações de longo prazo das chuvas na área de estudo.

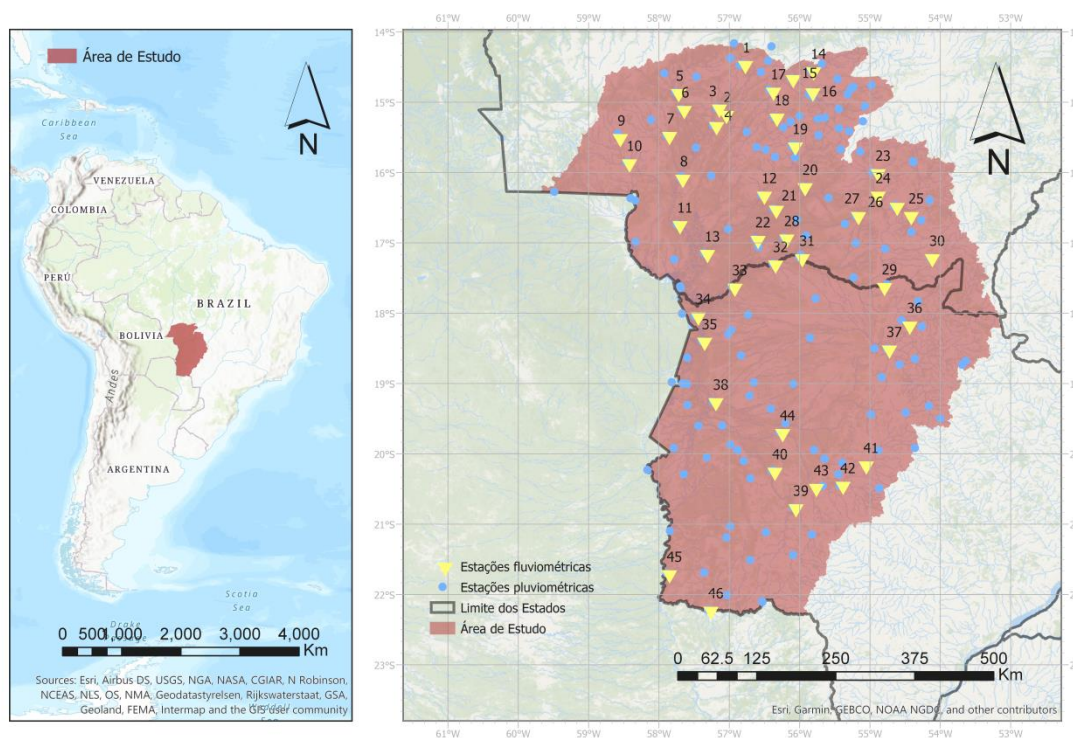


Figura 4.7. Localização das 46 estações fluviométricas e das 182 estações pluviométricas na parcela brasileira da bacia do rio Paraguai utilizadas no presente estudo, com numeração sequencial.

4.2.2 Temperaturas médias mensais e evapotranspiração potencial

Dados históricos de temperaturas são escassos na área de estudo. Nos bancos de dados do Instituto Nacional de Meteorologia (BDMEP/INMET), por exemplo, há apenas três estações com dados históricos dessa variável. Registros históricos interpolados são disponíveis para todo o território nacional, contudo com uma cobertura temporal a partir de 1980. (Xavier et al., 2015). Sendo assim, optou-se por utilizar, na análise das temperaturas, dados obtidos por meio de Reanálise do NCEP/NCAR (Kalnay et al., 1996). Esses dados permitem estimar, séries históricas de temperatura na superfície do solo para toda área de estudo desde 1948 até a presente data.

A título de exemplificação, é apresentada na Figura 4.8 a série histórica de temperaturas médias mensais na parcela brasileira da área de drenagem da estação Porto Murtinho de 1948 a 2018. O gráfico não sugere nenhuma tendência significativa da série ao longo dos registros históricos de temperaturas, contudo indica que a década de 1960 foi aquela em que se observou temperaturas médias mais extremas na região. Esse mesmo padrão geral se repete em praticamente toda área de estudo, exceto em sua parcela mais ao sul.

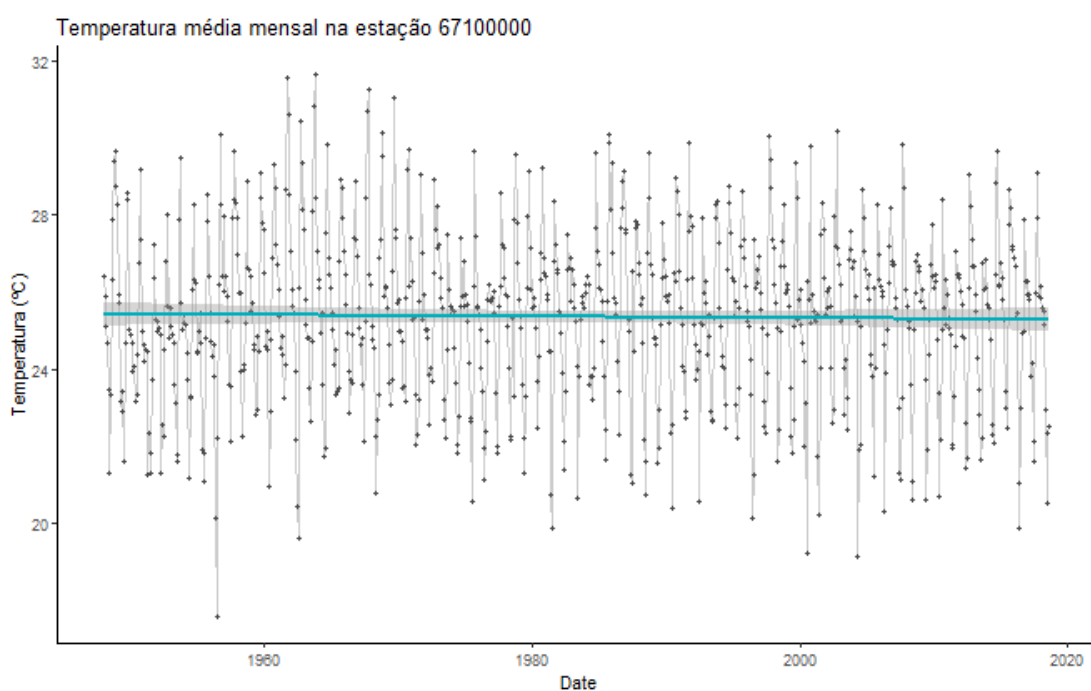


Figura 4.8: Estimativas de reanálise de dados de temperaturas médias mensais para a área delimitada à jusante pela estação de Porto Murtinho (Dados acessados em 13/09/2018, disponível em: <https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html>).

A partir desses dados de temperatura média, a evapotranspiração potencial (*ET*) foi estimada, para tal, utilizando-se a equação de Hargreaves (Hargreaves e Allen, 2003),

descrita por meio da expressão (4.1). Outros estudos acerca da atribuição de causas para mudança no comportamento das cheias também utilizaram o cálculo indireto da ET (p. ex., Mediero et al., 2014). Nessa equação, a ET é estimada a partir da radiação extraterrestre R_a , expressa em seu equivalente em coluna de água (em mm), da temperatura média TC (em graus *Celsius*) e da amplitude térmica TA (em graus *Celsius*).

$$ET = 0,0023 R_a (TC + 17,8) TA^{0,5} \quad (4.1)$$

4.2.3 Dados de trajetórias de tempestades

Considerando-se que muitas das mudanças observadas nas séries históricas hidrológicas ocorrem de maneira súbita, na forma de saltos, analisou-se a possibilidade de haver transições qualitativas das chuvas observadas. Ou seja, estudou-se a possibilidade de que os saltos nas séries poderiam refletir mudanças da tipologia dos eventos atmosféricos associados à formação das cheias. Sendo assim, foram avaliadas as trajetórias das tempestades associadas às cheias observadas no rio Paraguai e, posteriormente, foi examinado se diferentes tipos de cheias poderiam estar associadas a diferentes magnitudes de cheias. Por fim, considerando a alternância de diferentes tipos de tempestades, seria possível explicar os saltos nas séries históricas de vazões máximas anuais na bacia do rio Paraguai.

As trajetórias de tempestades foram estimadas e associadas diretamente a cada uma das cheias observadas nos registros históricos de cheias. Para isso, também foram utilizados dados de reanálise do NCEP/NCAR (Kalnay et al., 1996). Os dados atmosféricos disponíveis abrangem um período de 1948 até hoje, em uma grade de $2,5^\circ \times 2,5^\circ$. Para cada evento de inundação, a trajetória no dia do pico de fluxo foi gerada usando o modelo HYSPLIT (Draxler, 1999; Draxler e Hess, 1998; Seibert e Frank, 2004; Stohl e James, 2004).

O modelo HYSPLIT (sigla em inglês para *Hybrid Single Particle Lagrangian Integrated Trajectory Model*) é um sistema computacional completo para cálculo de trajetórias de parcelas de ar, bem como para estimativas de transporte, dispersão e deposição de componentes atmosféricos, tais como seu conteúdo de umidade (Draxler, 1999; Draxler e Hess, 1997). Pela abordagem Lagrangiana, a estimativa do balanço de água em uma coluna atmosférica é obtida ao se dividir a atmosfera em um grande número de partículas L . Neste tipo de modelos, as partículas de ar são distribuídas homogeneamente de tal forma que o

número de destas é proporcional à densidade do ar. Então, dada uma massa atmosférica total m_a , cada partícula representa uma massa $m_p = m_a/L$. Essas partículas são transladadas por meio da equação (4.2) (Stohl e James, 2004).

$$\frac{d\mathbf{x}}{dt} = \mathbf{v}[\mathbf{x}(t)] \quad (4.2)$$

Na equação (4), \mathbf{x} é a posição da partícula e \mathbf{v} é a velocidade do vento interpolada a partir da análise da malha $\mathbf{x}(t)$ dos dados de reanálise. Os ganhos e perdas de vapor de água são capturados por mudanças na umidade específica u com o tempo t . O teor de umidade é interpolado para sua posição a cada passo de tempo usando a Equação (4.3).

$$ev - prec = m_p \frac{du}{dt} \quad (4.3)$$

onde ev e $prec$ são as taxas de aumento e de redução da umidade específica com o tempo (por evaporação e precipitação, respectivamente). Esses ganhos e perdas ocorrem ao longo da trajetória de uma partícula de massa m_p . Stohl and James (2004) afirmaram que um pequeno erro é introduzido, pois a massa de uma partícula é assumida como constante quando, na realidade, a massa muda ligeiramente devido aos ganhos e perdas de vapor de água.

Um balanço de água de Lagrange para um determinado lapso de tempo é obtido após a soma das mudanças de umidade para uma quantidade grande de partículas (G) passando sobre uma área (A), conforme exibido na Equação (4.4).

$$EV - PREC \approx \frac{\sum_{k=1}^G (ev - prec)}{A} \quad (4.4)$$

onde EV é a evaporação e $PREC$ é a precipitação sobre a área A (Sodemann et al., 2008). Para se obterem estimativas precisas de EV e $PREC$, o número de L ou a área A deve ser grande. A título de exemplo, Krklec e Domínguez-Villar (2014) usaram uma grade de 0,5 x 0,5 grau para obter essa prescrição usando o modelo HYSPLIT na Espanha. No presente estudo, utilizou-se uma malha de 1,0 x 1,0 graus, portanto, esse tamanho de área é suficiente para uma estimativa de EV e $PREC$. Como resultado da aplicação do modelo HYSPLIT, foram estimadas as posições dos pacotes de ar (por meio de sua latitude, longitude e altura), pressão e umidade específica em gramas de vapor de água por cada quilograma de ar (g/kg).

4.2.4 Dados climatológicos

Teleconexões climáticas são usualmente pesquisadas como potenciais preditoras de variáveis hidro-climatológicas. Inicialmente, o presente projeto de pesquisa se debruçará sobre a Oscilação *Niño* (ENSO), a Oscilação Decenal do Pacífico (ODP) e a Oscilação Multidecenal do Atlântico (OMA) como potenciais variáveis explicativas das variações do comportamento hidrológico do Pantanal. A seguir segue uma breve descrição desses índices.

4.2.4.1 Índices de Oscilação *Niño*

A variabilidade interanual do clima no Oceano Pacífico apresenta significativa contribuição para a variação da precipitação em várias regiões do planeta. Pode-se dizer que a principal fonte de variabilidade climática interanual global é o fenômeno *El Niño* Oscilação Sul, ou ENOS (Grimm et al., 2000). Trata-se de uma oscilação acoplada mar/atmosfera que produz alterações da Temperatura da Superfície do Mar (TSM), da pressão, dos ventos e das convecções tropicais, principalmente no Oceano Pacífico, mas com reflexos sobre todo o planeta, incluindo-se o Brasil (Tedeschi et al., 2013).

De modo geral, durante episódios de *El Niño*, a TSM do Oceano Pacífico Equatorial Central a Leste fica mais quente que o normal (Figura 4.9), o que aumenta a convecção atmosférica, a formação de nuvens e a liberação de calor latente em forma de vapor de água para a atmosfera. Como consequência, é observada a expansão da coluna atmosférica e divergência posterior em altos níveis. Simultaneamente, a TSM diminui no sudoeste do Oceano Pacífico, sobre os subtropicais, onde a convecção e a precipitação diminuem. A diminuição da TSM no Pacífico Equatorial e sua elevação no sudeste do Oceano Pacífico produzem anomalias opostas em episódios de *La Niña* (Tedeschi et al., 2013).

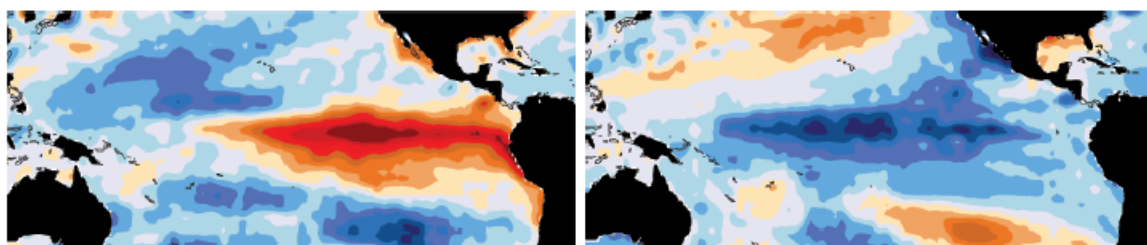


Figura 4.9. Anomalias de TSM sobre o Oceano Pacífico características do fenômeno *El Niño*, à esquerda, e *La Niña*, à direita - na figura, o vermelho representa uma anomalia positiva e azul uma anomalia negativa (Fonte: NOAA, 2016).

Um evento El Niño é definido a partir da média móvel de 3 meses da TSM na região Niño 3.4, situada entre os paralelos 5° de latitude Norte e 5° de latitude Sul e entre os meridianos 120° e 170° de longitude Oeste (Figura 4.10). Essas anomalias são baseadas no período de referência de 1971 a 2000 e os limiares arbitrados de episódios El Niño/La Niña são de +/- 0,5° C, respectivamente (Ashok et al., 2007). Outra importante configuração da oscilação Niño é o Niño Modoki. Dependendo da época do ano e da região, o impacto dos eventos Niño Modoki pode ser precisamente o oposto ao observado em episódios Niño (Ashok et al., 2007). Sua principal característica está associada ao aquecimento no Oceano Pacífico central e um resfriamento nas regiões 1 e 2 (Weng et al., 2007). Além desses índices, também o Índice de Oscilação Sul (IOS) é usualmente utilizado para caracterização da oscilação Niño. Este último refere-se à diferença de pressão entre o Taiti e Darwin, na Austrália e é correlacionado negativamente aos índices de temperatura apresentados.

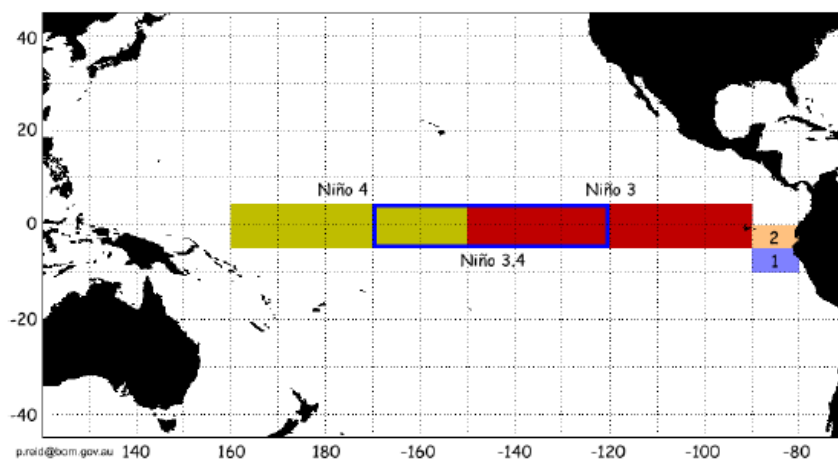


Figura 4.10. Regiões Niño (Fonte: ACE CRC, 2016).

As séries históricas desses índices são disponibilizadas pelo Centro de Previsão Climática do Serviço Nacional de Clima dos EUA (CPC/NCEP, sigla em inglês). A evolução do índice Niño3.4 e seus limiares são mostrados na Figura 4.11 e correspondem aos limites definidos para a caracterização do fenômeno El Niño, em vermelho, e La Niña, em azul. Além do Niño 3.4 índices de outras regiões do Pacífico costumam caracterizar o fenômeno ENSO e podem ser consultados.

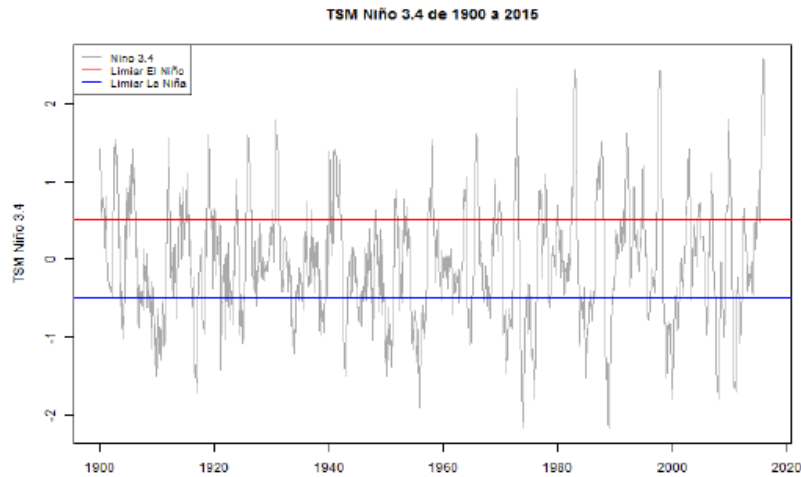


Figura 4.11. Evolução da TSM na região Niño 3.4.

4.2.4.2 Oscilação Decenal do Pacífico

A Oscilação Decenal do Pacífico (ODP) é descrita usualmente como um padrão oceânico semelhante ao El Niño, porém com maior persistência (Newman et al., 2016). Ela corresponde a um sistema que oscila entre uma fase quente (temperaturas elevadas na Costa Oeste das Américas, Pacífico Tropical Central e Leste e mais frias no Pacífico Norte, Central e Oeste) e uma fase fria (sinais de temperatura invertidos). Seu cálculo é feito por meio da principal componente de variabilidade das temperaturas médias mensais da superfície do Oceano Pacífico, em diversos pontos ao norte do paralelo 20° N (Mantua et al., 1997) (Figura 4.12). Os dados para este índice podem ser obtidos no endereço eletrônico da Universidade de Washington e são apresentados na Figura 4.13.

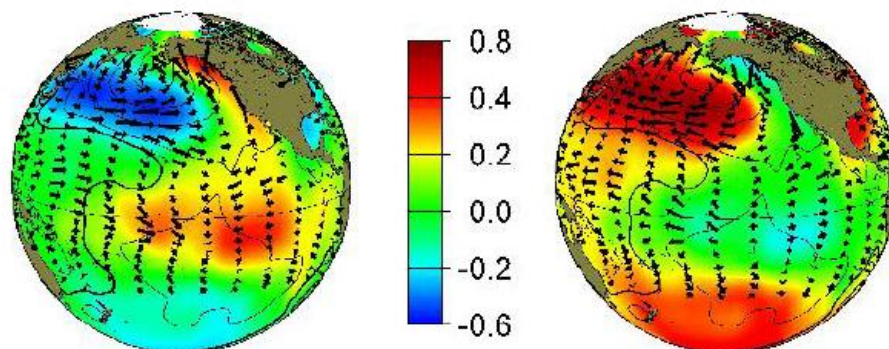


Figura 4.12. Anomalias de temperatura da Oscilação Decenal do Pacífico - Fase quente, à esquerda, e fase fria, à direita; setas indicam a direção de cisalhamento dos ventos (Fonte: Mantua et al., 1997).

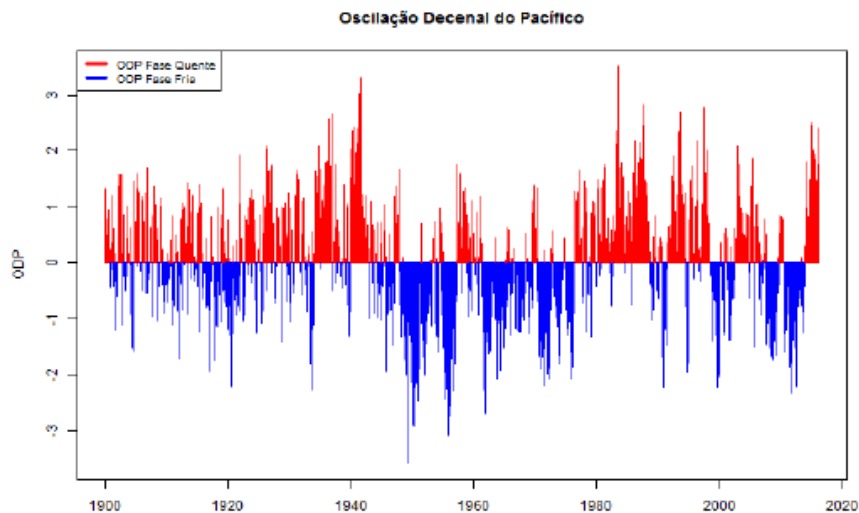


Figura 4.13. Evolução da Oscilação Decenal do Pacífico.

4.2.4.3 Oscilação Multidecenal do Atlântico

A Oscilação Multidecenal do Atlântico (OMA) é um padrão de oscilação quase periódico das TSM no Atlântico Norte, basicamente entre os paralelos 0° e 70° N (Schlesinger e Ramankutty, 1994). Alguns estudos relacionam o padrão de chuvas do Nordeste Brasileiro, África e Europa (Knight et al., 2006), além da América do Norte (por exemplo, Bracken et al., 2014). A Figura 4.14 ilustra o padrão da OMA em sua fase quente, enquanto a Figura 4.15 apresenta a série histórica do índice, cujos dados podem ser obtidos junto à NOAA.

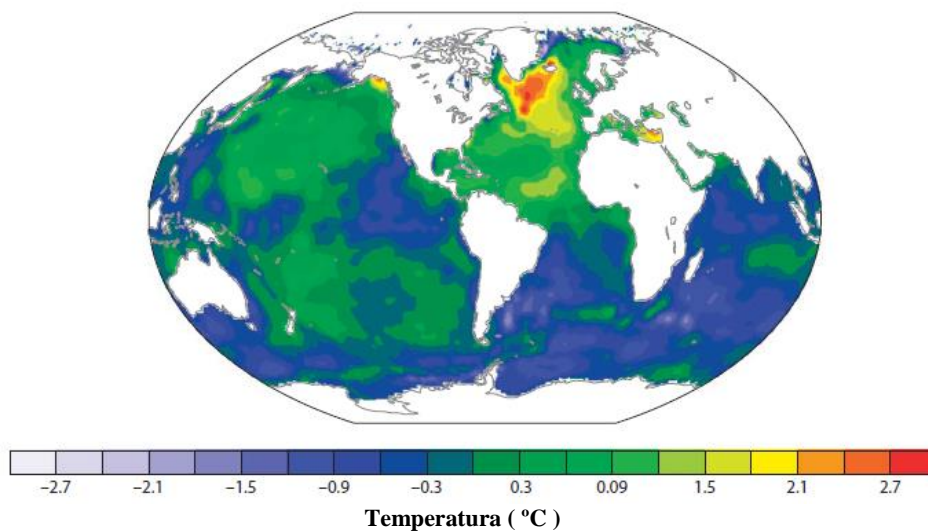


Figura 4.14. Caracterização da OMA em sua fase quente (Deser et al., 2010).

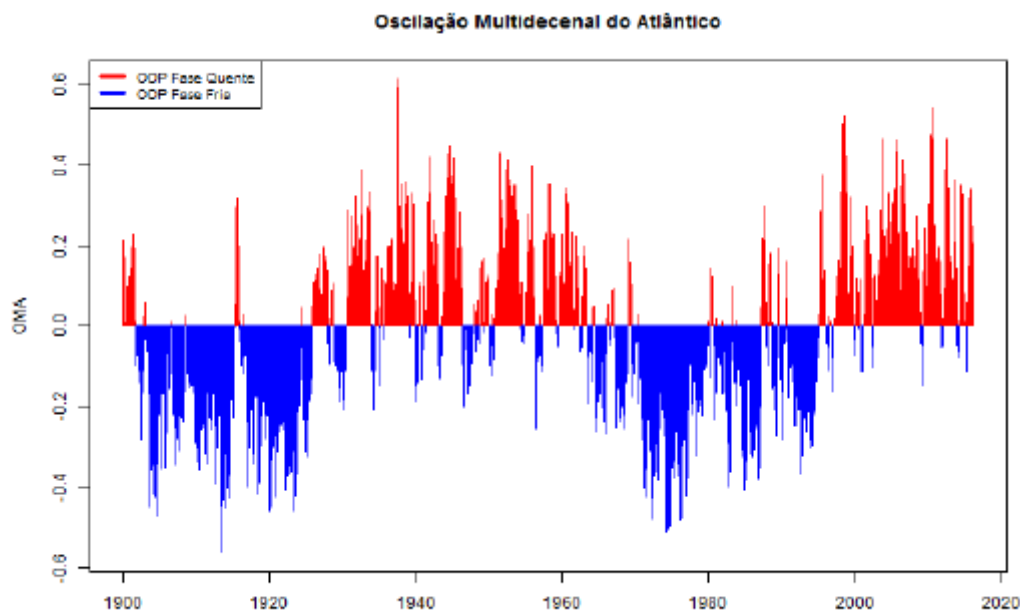


Figura 4.15. Evolução da Oscilação Multidecenal do Atlântico.

4.3 DETECÇÃO DE SALTOS NAS SÉRIES HISTÓRICAS

Na etapa de detecção do comportamento não estacionário nas séries de vazões máximas anuais, é muito comum a utilização do teste de MK (Kendall, 1975; Mann, 1945). Essa abordagem é especialmente apropriada para detecção de tendências lineares em séries históricas (Bao et al., 2012; Hamed, 2008; Lima et al., 2015; Mediero et al., 2014; Slater e Villarini, 2017). Outra abordagem comumente empregada em hidrologia é o uso do teste de Pettit (Pettit, 1979) ou CUSUM, contudo, nestes casos, para detecção de uma única mudança brusca em séries históricas (Harrigan et al., 2014; Xu et al., 2014).

Vale ressaltar que ao assumir que a principal forma de não estacionariedade observada nas séries hidrológicas da bacia do rio Paraguai são as mudanças bruscas, uma abordagem mais geral seria considerar a possibilidade de detecção de múltiplos saltos. Para Bai and Perron (2003), esse problema de múltiplas quebras estruturais (terminologia adotada pelos autores para se referirem a saltos, discontinuidades ou mudanças bruscas em séries históricas) tem recebido ainda pouca, porém crescente, atenção e eles propõem metodologia baseada em programação dinâmica para determinação de múltiplas quebras estruturais. Essa abordagem é aplicada às 46 séries históricas de vazões máximas anuais na bacia do rio Paraguai.

A abordagem proposta apresenta as seguintes vantagens: permite a detecção de múltiplos saltos nas séries; possibilita a estimativa de intervalos de confiança para as datas dos saltos; não requer qualquer requisito quanto a propriedades distributivas dos dados, sendo apta para análise de séries não gaussianas; a definição das datas é relativamente robusta na presença de correlação serial (Bai e Perron, 2003). Contudo, duas aproximações sugerem atenção. A primeira é que, ainda que a definição da data do salto seja robusta em presença de correlação serial, essa característica tende a superestimar o número de quebras por meio de diferentes critérios de informação. A segunda é que, em distribuições com cauda pesada (o que não é o caso, por exemplo, da distribuição de Gumbel), o uso do critério de informação de AIC, BIC ou Schwarz podem resultar também em superestimação do número de saltos (Yao, 1988). Ainda que para a obtenção do AIC ou BIC, seja necessária a estimativa da verossimilhança, a aproximação considerada no método de definição do número de saltos é aceitável (Yao, 1988).

Essa abordagem é desenvolvida em um contexto de regressão linear em que uma série de dados observados y_i é aproximada por uma variável dependente x_i e do conjunto de coeficientes β_i . A estimativa de y_i , dada por \hat{y}_i , é descrita pela equação (4.5) (Zeileis et al., 2003).

$$\hat{y}_i = x_i' \beta_i + \epsilon_i \quad (4.5)$$

Nessa formulação, x_i e β_i são vetores $k \times 1$ e ϵ_i são erros aleatórios do modelo. Os valores β_i podem variar com o tempo. Nessa formulação, a hipótese a ser testada é $\beta_i = \beta_0$, para todo $i = 1, \dots, n$, contra a hipótese alternativa de que ao menos um coeficiente varia com o tempo. Uma série histórica apresenta m saltos caso haja m mudanças de coeficientes β_i . Assim, a série é composta por $m + 1$ segmentos em que o coeficiente β_i é constante. Assim, o modelo (4.5) pode ser reescrito na forma da equação (4.6).

$$\hat{y}_i = x_i' \beta_j + u_i \quad (4.6)$$

em que $j = 1, \dots, m + 1$ e $i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j$. Para a partição da série em $m + 1$ regimes, a estimativa global de β_j é feita por mínimos quadrados conforme a Equação (4.7).

$$RSS(i_1, \dots, i_m) = \sum_{j=1}^{m+1} rss(i_{j-1} + 1, i_j) \quad (4.7)$$

em que $rss(i_{j-1} + 1, i_j)$ é a estimativa de mínimos quadrados do resíduo no j -ésimo segmento (Zeileis et al., 2003). Considerando-se que os pontos de saltos são limitados por um número finito e discreto de partições, a busca pelo conjunto ótimo de pontos de saltos (i_1, \dots, i_m) pode ser feita buscando a partição que minimiza a função objetivo dentre todas as partições possíveis, segundo a equação (4.8).

$$(i_1, \dots, i_m) = \operatorname{argmin} RSS(i_1, \dots, i_m) \quad (4.8)$$

O algoritmo de programação dinâmica de busca da melhor participação foi proposta por Bai e Perron (2003). Estes autores propõem, por fim, a utilização dos critérios de informação de Bayes ou de Schwarz-modificado para determinação da dimensão do modelo. A implementação do modelo foi feita por meio da utilização do pacote *strucchange*, produzida para o *software* de código livre *R*, desenvolvido e mantido por (Zeileis et al., 2003).

4.4 ATRIBUIÇÃO DE CAUSAS ÀS MUDANÇAS OBSERVADAS

No problema de atribuição de causas às mudanças observadas nas séries históricas de cheias anuais, propomos avaliar as variáveis explicativas apresentadas na Tabela 4.2. Esse conjunto de parâmetro foi adaptado de Mediero et al. (2014). Além desse conjunto inicial proposto foi introduzida na análise a possibilidade de avaliar as trajetórias de tempestades associadas às cheias. Essa etapa foi conduzida separadamente e os resultados serão descritos em um tópico a parte. As variáveis apresentadas na Tabela 4.2 estão agrupadas em distintos compartimentos de variáveis explicativas para potenciais mudanças de vazões (Mediero et al., 2014; Merz et al., 2012) (ver Tabela 3.1). Ao longo do desenvolvimento do trabalho, algumas limitações de dados foram observadas e estão ligadas principalmente à componente da bacia hidrográfica (principalmente relacionadas ao uso e à ocupação do solo, e mudanças no coeficiente de *runoff*).

Para a componente da bacia hidrográfica, dados sistemáticos sobre esse conjunto de variáveis não são disponíveis. Alguns estudos esparsos relatam mudanças de usos do solo durante a década de 1970. Galdino et al. (2002), por exemplo, afirmam que, durante o período de 1974 a 1984, áreas para criação de gado e para cultivos agrícolas evoluíram de 3,38% (95.580 ha) para 42,42% (1.199.550 ha) na bacia do rio Taquari, uma das sub-bacias do rio Paraguai. Collischonn et al. (2001) sugerem também que é possível que parte

da alteração do comportamento das cheias observada na região pode ser relacionada à diminuição das áreas de florestas naturais e sua substituição por áreas de produção intensiva de culturas anuais (principalmente a soja) durante o período de 1970 a 2000. Apesar desses relatos, dados sistemáticos de uso do solo ao longo das décadas de 1960 e 1970 não são disponíveis na região. Produtos tais como o MapBiomas ainda que tenham informações de mudanças do uso do solo da área de estudo, só têm dados disponíveis a partir de 1985 (Junior, 2017).

Tabela 4.2. Variáveis hidro-climáticas utilizadas como variáveis explicativas das mudanças de vazões na área de estudo.

Variável hidro-climática	Compartimento	Abreviação
Vazão média anual (m ³ /s)	Bacia	<i>AAF</i>
Vazão média anual ano anterior (m ³ /s)	Bacia	<i>AAF_I</i>
Vazão no início do ano hidrológico (m ³ /s)	Bacia	<i>Q0</i>
Vazão no i-ésimo mês anterior à vazão de pico (m ³ /s)	Bacia	<i>Q_I</i>
Coefficiente de runoff anual	Bacia	<i>ROC</i>
Precipitação anual acumulada no ano anterior (mm)	Bacia	<i>ACP_I</i>
Precipitação anual acumulada (mm)	Atmosfera	<i>ACP</i>
Precipitação máxima diária no ano (mm)	Atmosfera	<i>AMP</i>
Precipitação X dias antes da vazão pico (mm)	Atmosfera	<i>PAX</i>
Precipitação máxima X dias antes da vazão pico (mm)	Atmosfera	<i>MPX</i>
Episódios com mais de X mm de precipitação (#)	Atmosfera	<i>CRDX</i>
Episódios com X dias consecutivos de chuvas (#)	Atmosfera	<i>ConsecRDX</i>
Evapotranspiração potencial no ano hidrológico (mm)	Atmosfera	<i>ETP</i>
Trajatórias de Tempestades estimadas com HYSPLIT	Atmosfera	<i>StormTrack</i>

4.4.1 A componente atmosférica

Na área de estudo, Collischonn et al. (2001) sugerem que parte das mudanças observadas nos níveis na estação hidrológica em Ladário, localizada na parte central do rio Paraguai, em Corumbá, pode ser associada a alterações nos regimes de precipitação. Propõem ainda que, em virtude do tamanho das áreas de estudo consideradas, pequenas mudanças nas precipitações podem implicar em grandes alterações no comportamento das vazões (Collischonn et al., 2001). Sendo assim, a análise de índices de temperatura oceânica pode ser utilizada para avaliar a componente atmosférica na bacia. Essas variáveis podem ter influência tanto em termos de volumes e intensidades de chuvas (Bao et al., 2012; Harrigan et al., 2014; Slater e Villarini, 2017; Viglione et al., 2016; Xu et al., 2014) quanto em seu padrão temporal de ocorrência (Blöschl et al., 2017).

No presente estudo, um grande conjunto de variáveis atmosféricas é analisado, além das trajetórias de tempestades associadas às cheias. As chuvas são avaliadas por meio de precipitações acumuladas anualmente (*ACP*) e nos dias que antecedem as cheias (*PA5*, *PA15*, *PA30*, *PA45*, *PA60*, para 5, 15, 30, 45 e 60 dias que antecedem o pico de cheias respectivamente). As chuvas intensas foram avaliadas utilizando-se a precipitação máxima anual (*PMA*) e a máxima precipitação (*MP*) nos dias que antecedem as chuvas (*MP5*, *MP15*, *MP30*, *MP45*, *MP60*). Também são avaliados indicadores da distribuição das chuvas ao longo do ano. Isso é feito por meio da avaliação do número de dias com pelo menos *X* mm de precipitação (*CumRD1* para 1mm, *CumRD5*, *CumRD10*, *CumRD25*, *CumRD50*, *CumRD100*) e mediante o número de eventos com pelo menos *X* dias consecutivos com chuvas de pelo menos *X* mm (*ConsecRD3*, *ConsecRD5*, *ConsecRD8*, *ConsecRD10*, *ConsecRD15* e *ConsecRD20*).

Esses indicadores de regime de precipitação podem estar associados aos mecanismos de ocorrência de chuvas. Por exemplo, o número de dias chuvosos é indicador da cobertura de nuvens que formam uma barreira para a penetração de radiação solar (Barry e Chorley, 2010). Considerando-se que o balanço hídrico na bacia pode ser expresso como função da disponibilidade hídrica e da energia disponível (Budyko, 1974), o número de dias chuvosos pode estar associado a taxas de evapotranspiração, o que por sua vez pode estar relacionado às perdas de água na bacia. Além disso, a quantidade de dias consecutivos com chuvas pode estar associada à ocorrência de grandes sistemas na região (tais como ZCAS e frentes frias), uma vez que esse tipo de sistema está mais associado às chuvas em dias consecutivos, ainda que possam ter menor intensidade. Posto isso, o uso desses indicadores pode revelar importantes aspectos dos mecanismos geradores de chuvas na região.

4.4.2 A componente da bacia hidrográfica

A componente da bacia hidrográfica é associada aos mecanismos de formação de escoamentos superficiais. Variações no coeficiente de *runoff*, abstrações iniciais de água, taxas de infiltração e armazenamento de água na bacia são algumas das variáveis que influenciam como a bacia processa a umidade que alcança a bacia por meio de precipitação (Mediero et al., 2014).

A região do Pantanal apresenta as seguintes características que condicionam seu regime hidrológico e a formação de escoamentos superficiais: baixa declividade média; predominância de solos que, em geral, não favorecem a infiltração; formação de canais

acessórios que funcionam como reservatórios naturais; formação de espelhos d'água que contribuem com elevadas taxas de evapotranspiração. As três primeiras características são relativamente estáveis ao longo da escala de tempo hidrológica. Já as variações dos espelhos de água podem sofrer alterações em escalas de tempo mais curtas.

Informações sistemáticas quanto à acumulação de água na região do Pantanal (tais como área de espelho de água ou volume de água armazenada na região) ou associadas ao grau de modificação da cobertura de solo na bacia não são facilmente acessíveis para o período de interesse. Em virtude disso, foram definidos indicadores desses processos de armazenamento de água na bacia e formação de escoamentos superficiais.

Em sistemas hidrológicos naturais em que os escoamentos são produzidos basicamente pela drenagem de aquíferos ripários de montante, os próprios níveis de vazões podem ser utilizados como indicadores da acumulação de água na bacia (Brutsaert, 2008). Deste modo, admite-se que para a avaliação da umidade antecedente, utilizem-se como indicador as próprias vazões observadas nos rios da região. Assim, as vazões médias anuais (AAF), as vazões médias no ano anterior (AAF_{-1}), as vazões observadas ao início do ano hidrológico (Q_0) e as vazões observadas i meses antes da ocorrência da cheia ($PrevV-I$) são avaliadas como potenciais forçantes de mudanças de comportamento das cheias na bacia como indicadores de umidade antecedente.

Estudos anteriores utilizaram outros indicadores de umidade antecedente na bacia. Slater and Villarini (2017), por exemplo, utilizaram a precipitação nos 3 meses que antecedem o pico de cheia. Mediero et al. (2014) utilizaram índice de precipitação antecedente baseado também em dados de chuvas anteriores e a tempestade que provocou o pico de cheia. Na área de estudo, contudo, tendo em vista as condicionantes das vazões apresentadas acima, além da forte sazonalidade das vazões e da dimensão da bacia estudada, entende-se que as vazões antecedentes podem ser utilizadas como os principais indicadores. Além delas, chuvas sazonais e anuais também têm influência na formação de cheias e são avaliadas como forçantes das mudanças de comportamento das cheias.

Além da umidade antecedente, os coeficientes de *runoff* anuais foram. Mediero et al. (2014) consideram que mudanças no coeficiente de *runoff* podem ser associadas às alterações nos padrões de uso do solo e também às flutuações de níveis de água subterrânea. Este último pode estar associado tanto à superexploração de aquíferos, por exemplo, quanto às mudanças de mecanismos de recarga, sejam esses mecanismos naturais

ou antropogênicos. De fato, longos períodos secos e temperaturas altas na superfície do solo podem contribuir com alterações de padrões hidrológicos de recargas de aquíferos, que gera também impactos nos coeficientes de *runoff* (Barria et al., 2015; Hughes et al., 2012; Silberstein et al., 2012; Xu et al., 2014).

Em estudos anteriores na bacia do rio Taquari, Galdino et al. (2002) atribuíram mudanças observadas nos coeficientes de *runoff* apenas às alterações nos usos do solo, sem considerar potenciais fatores naturais que podem contribuir com modificações nesses coeficientes. Contudo, os coeficientes de *runoff* não permitem diferenciar efeitos de evapotranspiração (Mediero et al., 2014), modificações do balanço hídrico na superfície do solo devido à ação humana (Bao et al., 2012; Prosdocimi et al., 2015) ou o efeito de períodos prolongados de secas (Barria et al., 2015; Hughes et al., 2012; Silberstein et al., 2012; Xu et al., 2014). Portanto, conclusões derivadas do uso do coeficiente como forçante de mudanças no comportamento das cheias devem ser complementadas por estudos mais detalhados em cada um desses processos hidrológicos.

4.5 ATRIBUIÇÃO USANDO TRAJETÓRIAS DE TEMPESTADES

Conforme descrito em tópicos anteriores, trajetórias de tempestades associadas a cheias anuais foram utilizadas para avaliar de elas têm potencial para explicar as variações da magnitude das cheias ao longo do tempo. Neste trabalho, essa associação entre trajetória de tempestades e cheias anuais para fins de classificação dessas cheias foi desenvolvida nas seguintes etapas:

- Estimativa das trajetórias de tempestades usando o modelo HYSPLIT, conforme item 4.2.3;
- Seleção dos atributos capazes de resumir os padrões gerais das trajetórias de tempestades (ponto de partida das trajetórias, suas inclinações médias e o teor de umidade final de cada uma delas);
- Aproximação das trajetórias utilizando-se polinômios de grau 4 para a latitude e longitude e um polinômio de grau 1 para sua variação vertical, com o objetivo de reduzir o número de parâmetros descritivos das trajetórias;
- Definição do número de centros K, para o algoritmo das K-Médias;

- Aplicação em si, do método das K-Médias para classificação das trajetórias em (e consequentemente, cada cheia) em grupos homogêneos. O algoritmo de Hartigan e Wong (1979) foi utilizado para essa finalidade;

A exemplo de Santos et al. (2018), a realização dessas etapas enumeradas foi precedida de análises exploratórias preliminares. Para isso, testou-se o algoritmo de K-Médias e inspecionou-se visualmente se a classificação era eficiente na separação de diferentes tempestades. Esse processo envolve alguma subjetividade, pois há um grande conjunto de diferentes configurações de condições possíveis. Por exemplo, em Santos et al. (2018), os elementos empregados para a caracterização das trajetórias foram os parâmetros do polinômio do quarto grau que melhor se aproximavam do caminho horizontal percorrido por essa trajetória e os parâmetros do polinômio de grau um que aproximavam a trajetória vertical percorrida.

Foram estimadas as trajetórias ao longo dos 10 dias que antecedem o dia de pico das vazões (a exemplo de Matthews et al., 2018), considerando-se que o tempo de residência médio do vapor de água na atmosfera é de 10 dias (Numaguti, 1999). Além disso, optou-se por selecionar trajetórias que alcançam a área de interesse entre 10 metros e 8.010 metros a cada 400 metros, o que possibilitou uma boa amostragem dos pontos ao longo da coluna vertical. Considerando-se que boa parte de umidade atmosférica está concentrada entre 0 e 2.000 metros (Wallace e Hobbs, 2006), as altitudes são mais que suficientes para caracterizar o aporte de umidade à bacia. Além disso, essa escolha permitiu identificar as trajetórias que alcançam a área de estudo em mais altos níveis.

A definição do número de centros K das K-Médias, em geral, é outra etapa que comporta subjetividade. A análise de curvas de variabilidade residual pode auxiliar essa definição, contudo, o conhecimento dos processos atmosféricos atuantes na região é de fundamental importância para essa escolha (Santos et al., 2018b). Após aproximações sucessivas, entendeu-se que o uso de 5 classes foi a forma mais eficiente de identificar os processos atmosféricos mais relevantes que atuam na região, como foi descrito no item 4.1.2.

Por fim, um critério foi definido para classificar cada tempestade, pois cada tempestade é uma composição de 64 trajetórias (considerando que elas são obtidas em quatro momentos durante o dia – às 00h, 06h, 12h e 18h – e ao longo de uma coluna vertical de 10 a 8010 metros). Vale ressaltar que cada tempestade foi classificada de acordo com o maior número de trajetórias agrupadas em uma classe específica. Por exemplo, para uma determinada

tempestade com 32 trajetórias classificadas no cluster 1, 22 no cluster 2, 10 no cluster 3 e zero nos clusters 4 e 5, a tempestade é classificada como sendo do tipo equivalente ao cluster 1. A partir dessa classificação, análises exploratórias e testes de significância são realizadas para avaliar se diferentes tipos de tempestades podem estar associadas a diferentes magnitudes de cheias, conforme exemplificado por Santos et al. (2018b).

4.6 MODELAGEM DE VAZÕES MÁXIMA ANUAIS UTILIZANDO-SE A FUNÇÃO DE DISTRIBUIÇÃO DE VALORES EXTREMOS

Nesta etapa, a função de distribuição de probabilidades Generalizada de Valores Extremos (GEV), apresentada na seção 3.1.1 será adaptada ao caso não-estacionário, da forma descrita no item 3.2.1.1. Na abordagem aqui adotada, os parâmetros de posição da distribuição GEV são uma combinação linear de um conjunto de variáveis explanatórias \mathbf{x} e um conjunto de parâmetros $\boldsymbol{\beta}$. Essa formulação é descrita por meio da equação (4.9).

$$g(\mu) = \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \dots & & \dots \\ x_{T1} & \dots & x_{Tp} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \dots \\ \beta_p \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

No contexto dos MLGs, a função $g(\mu)$ é uma função monotônica chamada *função de ligação*. No caso da distribuição GEV adotado aqui, foi utilizada a função de ligação identidade, ou seja, $g(\mu) = m$. Isso significa que a combinação linear de variáveis explicativas \mathbf{x} com um conjunto de parâmetros $\boldsymbol{\beta}$ resulta no próprio parâmetro de posição da distribuição GEV. As variáveis explicativas \mathbf{x} são aquelas apresentadas na Tabela 4.2.

Para seleção do melhor conjunto de variáveis preditivas todas as combinações das variáveis da Tabela 4.2 foram consideradas. Foram, então, selecionados os modelos cujas variáveis preditivas minimizavam os critérios de informação de Bayes (BIC). O ajuste da distribuição GEV foi feito em três estágios:

- No primeiro, as variáveis dentro de cada grupo foram priorizadas. Por exemplo, dentre as variáveis que avaliam o número de dias consecutivos de chuvas que mais influenciam, foram ajustados um conjunto de modelo lineares simples para identificar qual escala de tempo (dentre 3, 5, 8, 10, 15 ou 20 dias consecutivos de chuvas) era mais importante para explicar o comportamento das chuvas. Essa etapa preliminar foi realizada para reduzir o número de modelos a serem testados na etapa posterior;

- Na segunda etapa, foram selecionadas apenas as variáveis mais relevantes e inseriram-se no modelo GEV não estacionário, propriamente dito. Contudo, consideraram-se apenas as variáveis que apresentavam relação com oscilações de baixa frequência. Essas variáveis são aquelas associadas à bacia hidrográfica e às variáveis climáticas;
- Na terceira etapa, foram testados modelos com capacidade de previsão de mais curto prazo, com o objetivo de avaliar a importância da dinâmica atmosférica de mais alta frequência (precipitação e dias chuvosos).

Para validação dos modelos de previsão, é utilizada a validação cruzada *leave-one-out* (Lima et al., 2015; Slater e Villarini, 2017). Essa validação pode ser descrita da seguinte forma: (i) para o primeiro ano, considerando-se n anos de observações, o primeiro ano é removido e o modelo MLG é ajustado utilizando-se os $n-1$ dados remanescentes; (ii) o modelo é utilizado para estimar o parâmetro de posição para o ano que ficou de fora do ajuste do modelo; (iii) o procedimento é repetido para os n dados da série histórica.

Por fim, são simuladas 1.000 séries a partir do modelo validado e as estatísticas dessas amostras foram comparadas com dados observados. A exemplo do que realizou Bracken et al. (2014), o presente estudo compara as seguintes estatísticas observadas e simuladas: Mediana; Média; Q90 (vazão máxima observada com 90% de permanência); desvio padrão e assimetria. Também foram comparadas as características espectrais das séries simuladas e observadas, por meio do espectro de Ondaletas com viés corrigido (Liu et al., 2007). Esse método é empregado para avaliar se os padrões de baixa frequência das séries observadas podem ser reproduzidos ao aplicar a abordagem proposta utilizando-se o modelo não-estacionário de vazões extremas.

4.7 MODELAGEM DE HIDROGRAMAS ANUAIS DE CHEIAS POR MEIO DE FUNÇÕES DE DISTRIBUIÇÃO DE PROBABILIDADES NA ESTAÇÃO PORTO MURTINHO

Na última etapa deste estudo, foi avaliada a previsibilidade de hidrogramas anuais de cheias na estação Porto Murтинho. Essa abordagem foi testada para esta estação, pois a qualidade dos dados coletados, a continuidade da série e o regime fortemente sazonal possibilitou o ajuste de curvas suaves dos hidrogramas de cheias anuais.

Objetiva-se com essa modelagem estimar, a partir de poucos parâmetros, não só a vazão de pico, mas também o tempo de pico. Para tal, pretende-se fazer uso da semelhança apresentada entre hidrogramas anuais de cheias e funções de distribuição de probabilidades. Nash (1959) propõe uma fundamentação teórica para essa aproximação, baseada. Contudo, estudos posteriores propõem uma aproximação empírica, possibilitada pela semelhança de forma entre hidrogramas de cheias e funções de distribuição de probabilidades.

Para se alcançar o objetivo de modelar os hidrogramas anuais, as seguintes etapas são necessárias: separação de escoamentos rápidos e escoamento de base; definição de uma função objetivo; ajuste de funções de distribuições de probabilidades, propriamente dito (no presente estudo foram avaliadas as FDP Gama, Beta e Log-Normal); e análise do erro de aproximação das FDPs. Na última parte desta etapa, foram elaborados modelos de previsão de hidrogramas anuais. Os tópicos seguintes descrevem essas etapas.

4.7.1 Separação de escoamentos de base

A separação de escoamentos de base é a primeira etapa da modelagem dos hidrogramas anuais de cheias. Nash (1959), ao prever a possibilidade de se ajustar funções de distribuições de probabilidades a hidrogramas de cheias, fê-lo por meio da teoria do hidrograma unitário. Ele demonstrou que uma sequência de N reservatórios lineares, cada um com um tempo médio de residência K , no limite, convergia para uma forma matemática equivalente àquela da função Gama (Beven, 2012; Nash, 1959). A forma dessa função Gama é apresentada na equação (4.10).

$$u = \frac{V}{K\Gamma(N)} e^{-t/K} (t/K)^{N-1} \quad (4.10)$$

Não se entende que a formulação original de Nash (1959) limita a aplicação da metodologia para locais onde as premissas da teoria do hidrograma unitário sejam atendidas (chuva homogênea sobre toda a bacia). De fato, na cascata de Nash, N reservatórios lineares são simulados em série, portanto, cada um deles comporta-se aproximadamente como um reservatório linear. Porém, a cascata apresenta comportamento distinto, não linear, e não necessariamente deve atender os pressupostos do hidrograma unitário sintético, mas sim cada um dos reservatórios da cascata.

Considerando-se que, na formulação original, Nash (1959) propôs essa abordagem como uma convolução de Hidrogramas Unitários, as concepções posteriores que se utilizaram

dessa abordagem também foram propostas para hidrogramas de escoamentos superficiais (HESs), situação em que a proposta tem fundamentação física. Sendo assim, para que se proceda ao ajuste de funções de distribuição de probabilidades, é necessário separar escoamentos de base dos escoamentos de fluxo rápido (Goñi et al., 2013; Pramanik et al., 2010).

Uma variedade de métodos utilizados para a separação dos escoamentos de base e escoamentos “rápidos” é descrita na literatura (Arnold e Allen, 1999; Brodie e Hostetler, 2005; Eckhardt, 2008; Lyne e Hollick, 1979; Smakhtin, 2001). Por simplicidade, no presente estudo utilizou-se um modelo baseado em um filtro digital de um parâmetro κ proposto por Lyne e Hollick (1979). Entende-se que essa abordagem apresenta desempenho satisfatório para as finalidades do presente estudo. O filtro digital proposto é descrito na Equação (4.11).

$$R_t = \kappa R_{t-1} + \frac{(1 + \kappa)}{2} (z_t - z_{t-1}) \quad (4.11)$$

em que R_t corresponde aos escoamentos rápidos, observados no tempo t , z_t corresponde à vazão total e κ é parâmetro do filtro. Por meio desse método, a definição de κ envolve subjetividade. Arnold e Allen (1999) sugerem que a definição de κ deve ser feita de tal forma que o hidrograma de base apresente aparência realista quando comparado com métodos manuais de separação. Além desse critério, também foi utilizada a condição de que ao final do ano hidrológico, as vazões totais fossem iguais aos escoamentos de base. Ou seja, com a condição de que R_t fosse nulo e, dessa forma, nenhuma cheia começaria sem que a cheia do ano anterior tivesse cessado.

4.7.2 Ajuste de distribuições de probabilidade

Os HESs necessitam ser adimensionalizados para que possam ser ajustados às FDPs. São três os principais objetivos dessa transformação. O primeiro é que, por definição, a integral das FDPs ao longo de seu domínio deve ser igual à zero. Assim sendo, os HESs também devem ser para que possam ser modelados. A segunda razão é que a função Beta é limitada ao intervalo [0 1] e, assim sendo, os hidrogramas também devem ter esses limites. Por fim, essa adimensionalização faz com que seja possível comparar de forma mais adequada os erros de distintos modelos de aproximação dos hidrogramas (Pramanik et al., 2010).

Para essa adimensionalização, é necessário estimar os volumes (V) e duração (D) de cada HES observado. D é estimado a partir da observação dos períodos contínuos em que

$R_t > 0$. Por sua vez, V pode ser calculado por meio do método trapezoidal de aproximação da área sob a curva do hidrograma, o que significa que a área do hidrograma é estimada a partir do somatório das áreas dos trapézios que são formados pelas observações subsequentes de dados do HES. A partir desses dois valores, a fração D/V é multiplicada aos valores das ordenadas dos HESs e cada valor da abcissa é dividido por D (Pramanik et al., 2010).

A partir do HESs adimensional as FDPs podem ser ajustadas. Para tal, deve-se definir uma função objetivo a ser minimizada. Neste trabalho, optou-se por minimizar a raiz quadrada do resíduo médio quadrático, conforme a equação (4.12) (será utilizada a sigla *RMSE*, do inglês *Root Mean Square Error*).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (z_{obs}^t - z_{pdf}^t)^2}{n}} \quad (4.12)$$

em que z_{obs}^t é a vazão adimensionalizada observada no tempo t , z_{pdf}^t é a vazão estimada a partir da FDP e n é o comprimento do HESs. Utilizou-se rotinas PORT para a otimização dos parâmetros (Gay, 1990).

4.7.2.1 Função de Distribuição de Probabilidade Gama

A função de distribuição de probabilidades Gama foi a primeira utilizada na modelagem de hidrogramas, o que decorre da derivação de hidrogramas unitários proposta por Nash (1959), conforme descrito no item 3.2.1.2. No presente trabalho, foi utilizada a parametrização proposta por Pramanik et al. (2010), apresentada na equação (4.13).

$$q(t; \tau, \delta) = t^{\tau-1} \frac{\exp(-t/\delta)}{\delta^\tau \Gamma(\tau)} \quad (4.13)$$

Nessa formulação, τ é o parâmetro de forma e δ , o parâmetro de escala da distribuição, que varia ao longo do tempo t . Uma das características da FDP Gama, que a torna atraente na modelagem proposta é sua flexibilidade de formatos, o que poderia ser aproveitado para se ajustar a diferentes HESs. A assimetria da função é dada por $2/\sqrt{\tau}$, o que significa que ela é sempre positivamente assimétrica. Em situações limite, em que valores elevados do parâmetro de forma são estimados, ela converge para uma distribuição Normal (Naghattini

e Pinto, 2007). Depreende-se disso que, ainda que seja flexível a forma da FDP Gama, essa flexibilidade é limitada para os casos de assimetria positiva ou, no caso limite, simétrica.

4.7.2.2 Função de Distribuição de Probabilidade Beta

A FDP Beta (Johnson e Kotz, 1970) apresenta dois parâmetros de forma (a e b). A expressão que descreve a FDP Beta é apresentada na Equação (4.14), dado que a função $B(a, b)$ é descrita pela Equação (4.15). Os valores do tempo t devem estar contidos no intervalo $[0, 1]$, conforme descrito anteriormente e, por isso, deve-se proceder à adimensionalização da HES.

$$q(t; a, b) = \frac{1}{B(a, b)} t^{a-1} (1-t)^{b-1} \quad (4.14)$$

$$B(a, b) = \int_0^1 t^{a-1} (1-t)^{b-1} dt \quad (4.15)$$

Os parâmetros a e b são termos adimensionais e positivos que regulam a forma da FDP. Nos casos em que $a = b$, a FDP é simétrica. Nos casos em que $a < b$ ($a > b$) a FDP é assimétrica positiva (negativa). Com o aumento simultâneo dos parâmetros a e b ela apresenta picos mais agudos, o que indica o aumento da curtose da FDP.

4.7.2.3 Função de Distribuição de Probabilidade Log-Normal

A FDP Log-Normal também costuma ser utilizada na descrição de hidrogramas (Nadarajah, 2007; Pramanik et al., 2010). Ela é utilizada para modelar variáveis cujos logaritmos são normalmente distribuídos e é descrita pela Equação (4.16).

$$q(t; \mu, \sigma) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(t) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (4.16)$$

Os parâmetros μ e σ são representam a média e o desvio padrão dos logaritmos. O valor de t é sempre positivo. A assimetria neste caso também é positiva e descrita pela equação $(\exp(\sigma^2) + 2)\sqrt{\exp(\sigma^2) - 1}$. Assim sendo, a mesma desvantagem apontada para o uso da FDP Gama é observado no caso da distribuição Log-Normal.

4.7.3 Análise dos erros do modelo de aproximação

Estudos anteriores produziram estimativas de parâmetros da distribuição de probabilidades a partir de algumas estatísticas dos HESs, tais como a vazão de pico, o tempo de pico e a duração das cheias (Aron e White, 1982; Bhunya et al., 2008, 2007, 2004; Bhuyan et al.,

2015; Croley, 1980; Nadarajah, 2007; Pramanik et al., 2010; Singh, 2000). Em outras palavras, estes estudos ajustavam seus parâmetros das FDPs de forma que o objetivo era minimizar as estimativas dos erros de previsão das vazões e tempos de pico.

Neste estudo, foi proposta abordagem distinta. Na abordagem aqui proposta, ao invés de estimar os picos e tempos de pico diretamente, entende-se que essas grandezas são resultado de duas componentes: uma componente sistemática, associada a uma tendência geral de evolução do hidrograma anual; e outra componente aleatória, associada ao ruído em torno dessa tendência central. A partir dessas duas componentes é que são produzidos os hidrogramas anuais de cheias. Sendo assim, além do ajuste da FDP, minimizando-se a diferença entre a cheia observada e o hidrograma diário de cheia, o erro em torno do hidrograma estimado também deve ser analisado.

Os erros dos ajustes do modelo começam sempre em zero e terminam em zero. Essa condição foi imposta aos modelos no ajuste das FDPs, uma vez que ao início e ao final dos hidrogramas os escoamentos rápidos são nulos. Sendo assim, os erros formam uma ponte denominada ponte Browniana. O processo subjacente a essa ponte deve ser, portanto, analisado de forma a caracterizar os erros do modelo. Caso os erros se aproximem de um passeio aleatório, a ponte Browniana é denominada padrão. Caso haja correlação entre os erros subsequentes, um processo autorregressivo pode ser atribuído como subjacente à ponte Browniana. As análises dos processos subjacentes aos erros de aproximação foram feitos com base nas funções de autocorrelação dos erros.

4.7.4 Modelos de previsão de hidrogramas

Foram avaliados dois modelos de previsão e cinco modelos de referência. Os de referência foram utilizados para analisar a sensibilidade da previsão em relação às variáveis preditas. O primeiro modelo de referência é aquele que produziria uma previsão perfeita dos quatro parâmetros necessários para descrição dos hidrogramas (V , D e os dois parâmetros da FDP). Esse modelo é equivalente ao erro do ajuste da FDP aos hidrogramas. Ademais, foram considerados três outros modelos, em que as previsões são perfeitas de cada uma das variáveis em separado, contudo, os dois parâmetros da FDP em conjunto. Nesses três casos, os parâmetros previstos são aqueles observados, porém os demais são iguais aos valores médios dos parâmetros. O último modelo de referência foi um modelo em que o hidrograma previsto é igual ao médio.

Os dois modelos de previsão considerados foram: um modelo baseado na previsão em uma regressão múltipla de previsão do volume V e a previsão dos outros 3 parâmetros, condicionada à V ; e o modelo semiparamétrico de reamostragem (Souza Filho e Lall, 2003). Definiu-se o primeiro modelo baseado na previsão de V porque, como se verá posteriormente, essa é a variável tem mais impacto sobre a previsão da cheia máxima anual. Já o segundo modelo foi proposto, considerando que, como também se verá nos resultados, as quatro variáveis preditas (V , D e os dois parâmetros da FDP) são significativamente correlacionadas entre si e, assim sendo, requerem uma previsão simultânea para elas.

As variáveis preditivas dos quatro parâmetros do HES foram definidas a partir dos resultados obtidos ao longo do processo de atribuição da mudança de comportamento das cheias, cuja metodologia é descrita no item 4.4. Contudo, propôs-se também utilizar padrões de teleconexões e verificar se de fato eles não auxiliam a previsão. Sendo assim, considerou-se também o uso de indicadores do El Niño (em especial o ENSO3.4) da ODP e a OMA. Para validação utilizou-se também o procedimento *leave-one-out* (a exemplo de Lima et al., 2015 e Slater e Villarini, 2017).

4.7.4.1 Modelo semi-paramétrico para previsão multivariada

Para a previsão dos hidrogramas de cheias é necessário prever os quatro parâmetros V , D e os dois parâmetros da FDP. Contudo, essas variáveis podem ser correlacionadas entre si e para que assim seja levado em consideração nos modelos de previsão. Souza Filho e Lall (2003) sugerem nesses casos que as escolhas tradicionais seriam a utilização de modelos paramétricos, baseados na previsão de uma estatística única para as quatro variáveis e sua desagregação posterior ou o uso de modelos não-paramétricos. Entretanto, eles propõem um modelo de previsão semi-paramétrico, que utiliza uma estrutura de dependência entre variáveis de entrada e saída combinada com um algoritmo não-paramétrico de reamostragem.

A abordagem semi-paramétrica proposta é separada em três partes. A primeira é a transformação das variáveis, caso elas não sejam simétricas. A segunda é a avaliação da condição de admissibilidade de um dos quatro modelos seguintes na avaliação da previsão: (A) previsão separada de cada uma das variáveis; (B) regressão conjunta com os mesmos coeficientes para todas as variáveis; (C) regressão por componentes principais; regressão

canônica. A terceira parte do problema é a reamostragem, que pode ser feito com a utilização de um algoritmo de K-Vizinhos (do inglês *k-nearest neighbour*, ou KNN).

Para esse algoritmo de reamostragem, a distância entre os estados das variáveis de entrada observados e estados do histórico são calculados conforme a equação (4.17).

$$d_i = \{(x^* - x_i)\rho\}^T \{(x^* - x_i)\rho\} \quad (4.17)$$

Nessa equação, a distância d_i entre os estados presentes (x^*) e os estados do histórico (x_i) são ponderados por ρ , que corresponde ao vetor dos pesos das relações entre as variáveis de entrada e saída do modelo. Por exemplo, se a regressão por componentes principais é utilizada e ρ é o vetor dos coeficientes que relaciona às componentes principais de entrada e de saída que resultam da autodecomposição (Souza Filho e Lall, 2003). Neste estudo, utilizou-se essa abordagem e a previsão foi feita a partir das médias de 200 reamostragens que eram mais próximas do ano em que a previsão foi feita.

5 RESULTADOS

Neste capítulo serão apresentados primeiramente os resultados dos processos de detecção do comportamento não estacionário em todas as séries históricas de vazões analisadas, seguido pelo processo de atribuição de causa às mudanças de cheias observadas nessas estações. Na atribuição de causa, foram incluídos resultados da análise de trajetórias de tempestades e da análise de múltiplas causas de mudanças, culminando no ajuste da distribuição de valores extremos não estacionária e simulação. Por fim, serão apresentados resultados da previsão de hidrogramas anuais na estação de Porto Murinho, incluindo-se o processo de ajuste de funções de distribuição de probabilidades (FDP). Antes da apresentação dos resultados em si, o primeiro tópico deste capítulo relata análises preliminares da consistência dos dados hidrológicos. Para isso, foram analisadas as curvas-chave das estações fluviométricas utilizadas.

5.1 AVALIAÇÃO PRELIMINAR DE DADOS HIDROLÓGICOS

A análise da consistência de dados das estações fluviométricas utilizadas no presente estudo baseou-se na análise de suas curvas-chave. Na Figura 5.1, são apresentados alguns exemplos de curvas-chave. Estes são expostos com o objetivo de ilustrar algumas conclusões sobre o comportamento regional dessas curvas. As curvas de todas as estações são apresentadas no Apêndice.

Nessa figura, cada curva-chave das estações variam sua coloração em um grau que vai das curvas mais antigas (em tonalidade azul) às curvas mais recentes (tonalidade amarela). Além das curvas-chave em si, são apresentados também os pontos que representam as medições de vazão para construção das curvas. A coloração dos pontos varia em conformidade com o período de sua respectiva curva-chave.

Os exemplos apresentados nesta figura ilustram as principais constatações que resultaram da análise das curvas. A Figura 5.1(a) apresenta um exemplo de estação em que diversas mudanças de curva chave foram observadas ao longo do histórico, o que indica sua instabilidade. As mudanças observadas nesta curva-chave apresentam uma tendência no longo prazo de que para a mesma cota, as vazões medidas incrementaram gradativamente. Essa constatação sugere um processo de erosão na seção, uma vez que, para a mesma cota, a área molhada aumenta (assim como a vazão). Em outros locais (Figura 5.1(b), por

exemplo), ocorre uma mudança também gradual nas curvas, contudo, no sentido inverso, sugerindo a predominância de processos de deposição nos trechos onde isso acontece.

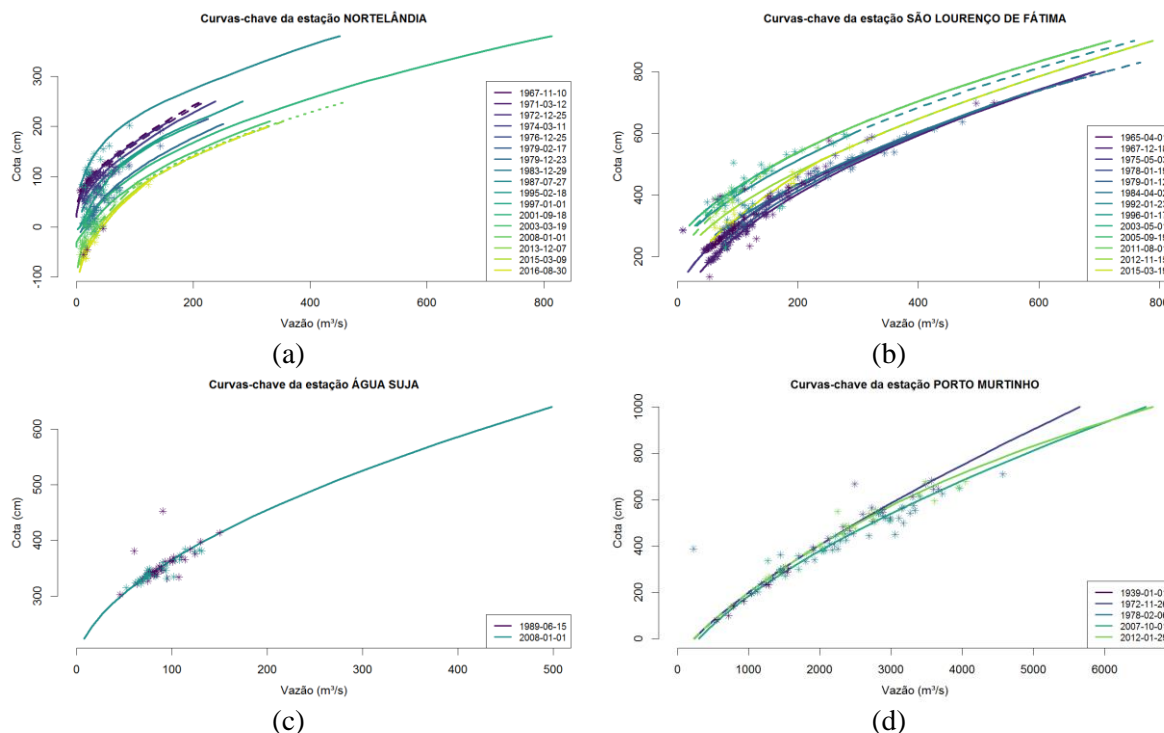


Figura 5.1: Curvas-chave em estações selecionadas na bacia do rio Paraguai.

Uma representação geográfica da distribuição dos pontos onde esses diferentes processos ocorrem é feita por meio da Figura 5.2. Por meio dessa figura, observa-se que são apenas dois os pontos onde predominam processos de deposição, enquanto em 13 locais existe a predominância de processos erosivos. Dentre esses últimos, existe uma grande concentração desses pontos na calha do rio Cuiabá, Alto Paraguai e nas nascentes do rio São Lourenço. Nos demais 31 pontos ou a mudança da curva-chave não apresenta nenhuma direção ou ela foi considerada estável (a exemplo das Figura 5.1(c) e (d)).

Um problema frequente nas curvas-chave é aquele que fica evidenciado na Figura 5.1(c). Neste caso, ainda que a curva-chave seja estável, medições de vazão para níveis mais elevados são inexistentes. Essa é uma dificuldade frequente nos dados observados, por isso os dados de vazões mais extremas são analisados com a ressalva de que são bases, geralmente, bastante extrapolados a partir de suas curvas-chave. Em outros casos, existe uma grande dispersão das informações de medições observadas em torno das curvas-chave (a exemplo da Figura 5.1(d)), o que também sugere incertezas em relação aos dados das vazões estimadas a partir dessas curvas-chave.

5.2 DETECÇÃO DO COMPORTAMENTO NÃO ESTACIONÁRIO

Neste capítulo são detalhados os resultados da detecção do comportamento não estacionário na área de estudo³. São sumarizados os resultados das análises de tendências (utilizando-se o teste de MK) e de saltos nas séries históricas de vazões máximas anuais. Na Figura 5.3 são apresentados resultados das análises de tendências monotônicas e de saltos em estações selecionadas na área de estudo. Os resultados em todos os locais são apresentados no Apêndice, bem como são resumidos na Tabela 5.1.

Na Figura 5.3, as quatro estações foram selecionadas para ilustrar alguns aspectos analisados das séries de vazões. Na estação 7 (Estrada MT-125 localizada no rio Cabaçal, com 3.620 km² de área de drenagem), as análises indicam a existência de um salto na série no ano de 1989. O intervalo de confiança desse salto, indicado pela barra vermelha horizontal, sugere que, a um nível de significância de 5%, ele ocorreu entre 1983 e 1991. A linha de tendência monotônica verde indica uma tendência positiva. Conforme apresentado na Tabela 5.1, essa tendência é significativa a um nível de significância de 5%.

Nessa mesma tabela, é indicado que a média da raiz quadrada dos quadrados dos desvios (RMSE, do inglês *Root mean square error*) do ajuste de tendência monotônica (50,2 m³/s, como indicado na coluna F) é menor do que a mesma estatística observada em relação aos saltos (47,8 m³/s, na coluna E) na estação 7. Sendo assim, a razão indicada na coluna G é menor do que 1,0. Essa diferença do resíduo dos dois modelos sugere que o ajuste do modelo com saltos é melhor que o modelo de tendência, pois reduz a variância dos resíduos de modo mais acentuado. Porém, o teste F, para a diferença entre as variâncias (coluna H), sugere que a diferença entre elas não seja estatisticamente significativa.

Em todos os locais onde uma tendência monotônica foi considerada estatisticamente significativa (coluna D diferente de zero), a variância do modelo de salto é menor do que aquela resultante do modelo de tendência. Ou seja, a tendência monotônica em nenhum caso reduz a variabilidade do modelo de modo mais acentuado que os saltos. Contudo, apenas nas estações 11 e 28 ambos os testes indicam ser significativa a diferença entre as variâncias e, assim, o modelo de análise de saltos é significativamente melhor do que a tendência monotônica.

³ Resultados parciais desta etapa foram apresentados na reunião anual da *European Geoscient Union 2016* (Santos e Lima, 2016) e foram anexados a este documento. Os resultados aqui apresentados também fazem parte de publicação submetida ao *Hydrological Processes* que se encontra em processo de revisão. A versão submetida ao jornal também foi anexada a este documento.

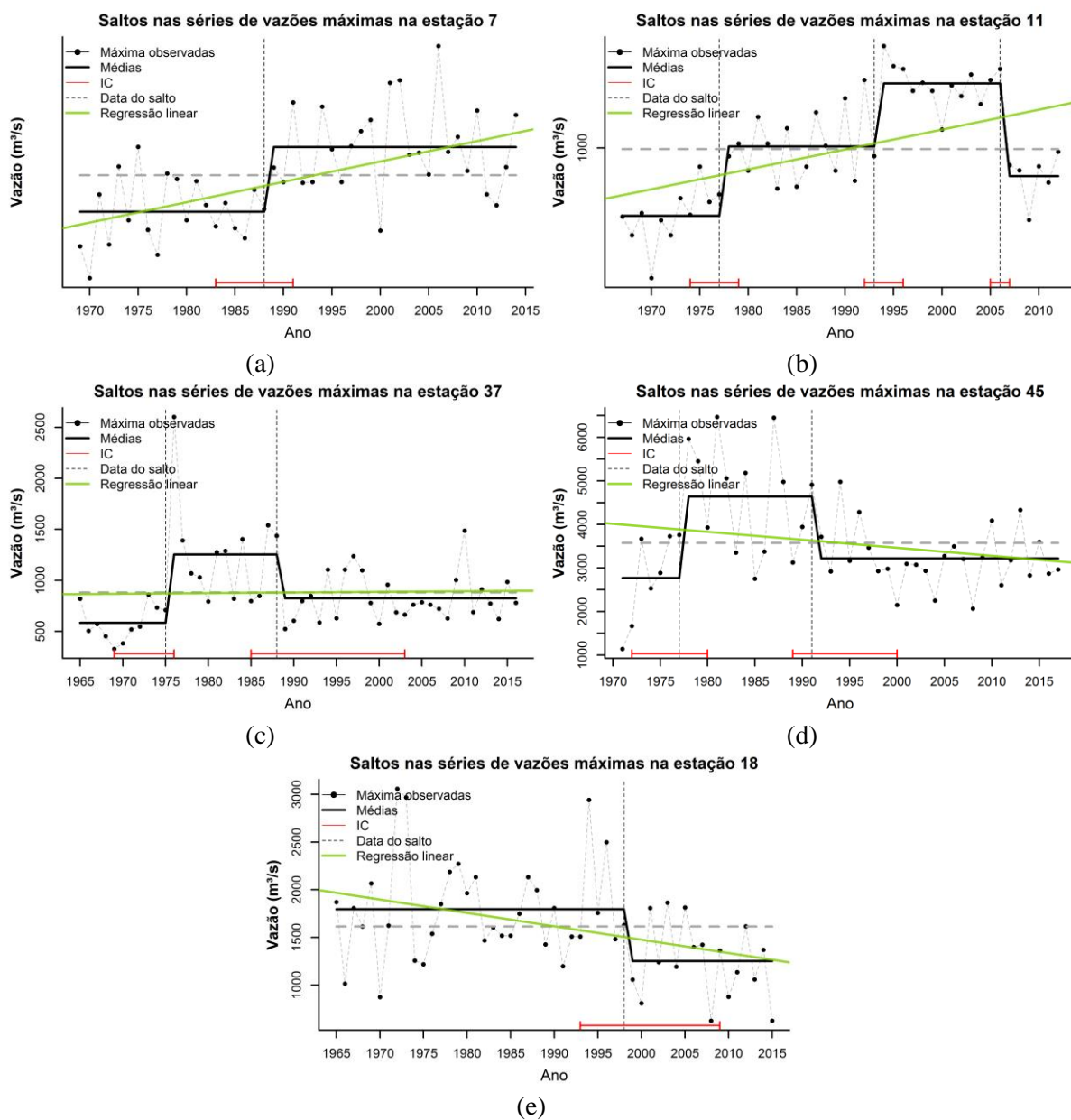


Figura 5.3: Detecção do comportamento não estacionário em estações localizadas no alto rio Paraguai, Cuiabá, Coxim e baixo rio Paraguai. Séries de vazões são apresentadas com pontos pretos e linhas cinza; diferentes médias em diferentes períodos são apresentadas com linhas tracejadas cinzas; tendências lineares são apresentadas com linhas verdes; datas prováveis dos saltos, com linhas verticais cinzas; barras vermelhas horizontais indicam os intervalos de confiança da data provável do salto.

Tabela 5.1: Sumário dos resultados das análises de tendências e saltos em todas as estações da área de estudo.

N (A)	Estação (B)	Saltos (C)	Tendência (D)	Resíduo Salto m ³ /s (E)	Resíduo Tendência m ³ /s (F)	DP(Salto) / DP(Tendência) (G)	Teste Variância (p-valor) (H)
1	66006000	0	0	81,8	79,7	1,03	0,9
2	66008000	0	0	43,1	42,7	1,01	1,0
3	66010000	0	0	204,4	204,0	1,00	1,0
4	66015000	2	0	140,2	189,9	0,74	0,1
5	66050000	0	0	121,1	121,0	1,00	0,9
6	66055000	2	0	136,4	165,7	0,82	0,2
7	66065000	1	+1	47,8	50,2	0,95	0,7
8	66070004	1	+1	358,9	411,4	0,87	0,3
9	66071400	0	0	92,6	90,5	1,02	1,0
10	66072000	2	+1	53,4	68,3	0,78	0,1
11	66090000	3	+1	81,3	147,7	0,55	0,0
12	66110000	0	0	48,7	48,5	1,01	1,0
13	66120000	2	0	74,9	120,5	0,62	0,0
14	66140000	1	0	79,3	87,5	0,91	0,6
15	66160000	0	0	212,0	211,1	1,00	1,0
16	66231000	3	-1	206,2	295,2	0,70	0,1
17	66250001	1	-1	376,5	408,0	0,92	0,6
18	66255000	1	-1	474,3	497,3	0,95	0,7
19	66260001	0	0	716,7	716,7	1,00	0,9
20	66280000	0	0	172,1	170,1	1,01	1,0
21	66340000	0	0	56,8	56,6	1,00	1,0
22	66360000	2	+1	20,8	25,6	0,81	0,2
23	66380000	0	0	148,4	147,9	1,00	1,0
24	66400000	1	0	131,3	142,6	0,92	0,6
25	66440000	0	0	443,0	437,7	1,01	1,0
26	66450001	1	+1	351,7	378,1	0,93	0,6
27	66460000	1	+1	138,2	158,9	0,87	0,4
28	66470000	2	+1	11,6	21,2	0,55	0,0
29	66490000	1	+1	15,6	18,9	0,82	0,3
30	66520000	0	0	204,4	204,4	1,00	0,9
31	66600000	2	0	95,4	133,2	0,72	0,0
32	66650000	2	0	145,2	208,3	0,70	0,0
33	66750000	2	0	62,5	87,0	0,72	0,0
34	66800000	2	0	206,2	296,3	0,70	0,0
35	66810000	2	0	852,8	1080,8	0,79	0,1
36	66845000	1	0	168,7	178,2	0,95	0,8
37	66870000	2	0	298,1	380,6	0,78	0,1
38	66895000	2	0	720,3	934,8	0,77	0,1
39	66900000	0	0	224,6	222,1	1,01	1,0
40	66910000	0	0	117,6	117,2	1,00	1,0
41	66926000	0	0	186,3	184,8	1,01	1,0
42	66941000	0	0	130,0	128,6	1,01	1,0
43	66945000	1	0	114,8	128,7	0,89	0,4
44	66950000	1	0	12,6	13,6	0,93	0,6
45	67100000	2	0	904,3	1126,5	0,80	0,2
46	67170000	0	0	139,4	136,3	1,02	0,9

Em suma, entende-se que, de modo geral, a comparação entre os modelos de análise de comportamento não estacionário sugere que os saltos entre diferentes regimes de vazões são uma forma mais apropriada de se descrever as mudanças ocorridas nas séries históricas de vazões máximas anuais área de estudo. Ainda que, ao analisar individualmente essa diferença entre os modelos não seja significativa em todos os casos, a frequência com que esse modelo reduz a variância de modo mais acentuado que o modelo de tendências, permite considerar que essa forma de mudança é mais adequada. Some-se a essa comparação o fato de que em 16 locais não foi identificada nenhuma tendência monotônica significativa, enquanto foi observada ao menos uma mudança de regime na forma de salto. Exemplos de locais em que tendências monotônicas não foram identificadas, mas saltos sim, as estações 37 (Coxim, localizada no rio Coxim e área de drenagem de 27.600 km²) e 45 (Porto Murtinho, rio Paraguai e área de drenagem de 576.000 km²), indicadas na Figura 5.3(c) e (d).

Pelo menos um salto significativo foi observado em 28 das 46 estações analisadas. Em 12 estações, observou-se um salto; em 14, dois saltos; e em duas, três saltos. A média observada é de 1,0 salto por estação. Não se identificou um padrão espacial das regiões onde os saltos nas séries são mais ou menos frequentes. Assim, em princípio, pode-se dizer que elas são igualmente prováveis nas diferentes sub-bacias. Contudo, possivelmente, existe um fator de escala, uma vez que, em todas as sub-bacias maiores que 40.000 km², eles foram observados. As estações onde não apresentaram saltos possuem em média aproximadamente 9.950 km², enquanto as sub-bacias em que ao menos um salto foi observado apresentam área de drenagem média de 69.140 km². Essa constatação pode indicar que mudanças de baixa frequência operam em grandes escalas na região e em escalas menores, oscilações de alta frequência são predominantes e não apresentam qualquer tipo de tendência de longo prazo.

5.2.1 Análise dos períodos dos saltos

Na Figura 5.4 é apresentado um sumário gráfico dos resultados da análise de saltos nas séries históricas de vazões máximas anuais das 46 séries históricas utilizadas neste estudo. Há três principais momentos de observação de saltos nas séries históricas regionais. O primeiro deles é o período centrado em 1975 e se os intervalos de confiança desses saltos forem considerados para delimitação de sua data, eles são simultâneos, considerando que o período médio estimado para os intervalos de confiança dos saltos é de 9,2 anos. Neste

período, foram observados 21 saltos nas séries históricas e todos eles positivos, observando-se esses dados nas 6 sub-bacias consideradas neste estudo: alto Paraguai, Cuiabá, São Lourenço, Correntes, Taquari e Miranda.

Este período inclui a conhecida cheia de 1974, cheia historicamente conhecida como aquela em que os maiores danos foram relatados na área de estudo (Galdino et al., 2002). Em outros quatro locais do alto Rio Paraguai e Cuiabá, esse salto foi retardado, ocorrendo em meados dos anos 1980. Esses saltos indicam que, em geral, a região passou por um período de seca prolongada até meados dos anos 1970 e em alguns locais até os anos 1980. A frequência com que essa mudança de comportamento foi observada regionalmente e sua coincidência temporal sugerem a existência de uma causa comum a elas.

O segundo momento de mudanças nas séries foi o período de meados dos anos 1980 e 1990, quando reduções de cheias foram observadas em 11 locais (como exemplo, a Figura 5.3 *c* e *d*). Como não há registro da construção de reservatórios na região ou infraestruturas que possam impactar o regime hidrológico do rio nesse trecho e nesse período. O terceiro período de mudanças negativas ocorreu aproximadamente no ano 2000. Em três estações no rio Cuiabá, essas mudanças ocorreram no trecho de jusante da Usina Hidroelétrica de Manso (UHE Manso) que entrou em operação nesse ano (Zeilhofer e de Moura, 2009). Sendo assim, essa redução das cheias pode ser atribuída à construção do reservatório (como exemplo, Figura 5.3 *e*). O reservatório foi construído com o propósito de atender a múltiplos usos, o que inclui a geração de energia elétrica e a proteção contra cheias na cidade de Cuiabá. A redução estimada das vazões máximas anuais é da ordem de 20% das vazões máximas anuais no rio Cuiabá (Silio-Calzada et al., 2017; Zeilhofer e de Moura, 2009).

Em outras três estações, mudanças negativas foram observadas com uma defasagem em relação à entrada em operação da Usina e em outras sub-bacias no alto rio Paraguai. Por conseguinte, existem causas não imediatamente identificadas que induziram a reduções de cheias nessas localidades. A estação de número 45, Porto Murtinho, localizada à jusante de todas as demais estações de monitoramento reflete as mudanças observadas nas sub-bacias de montante, apresentando 2 saltos significativos que acompanham os saltos positivos do início da década de 1970, outro negativo em meados dos anos 1990 (Figura 5.3*d*).

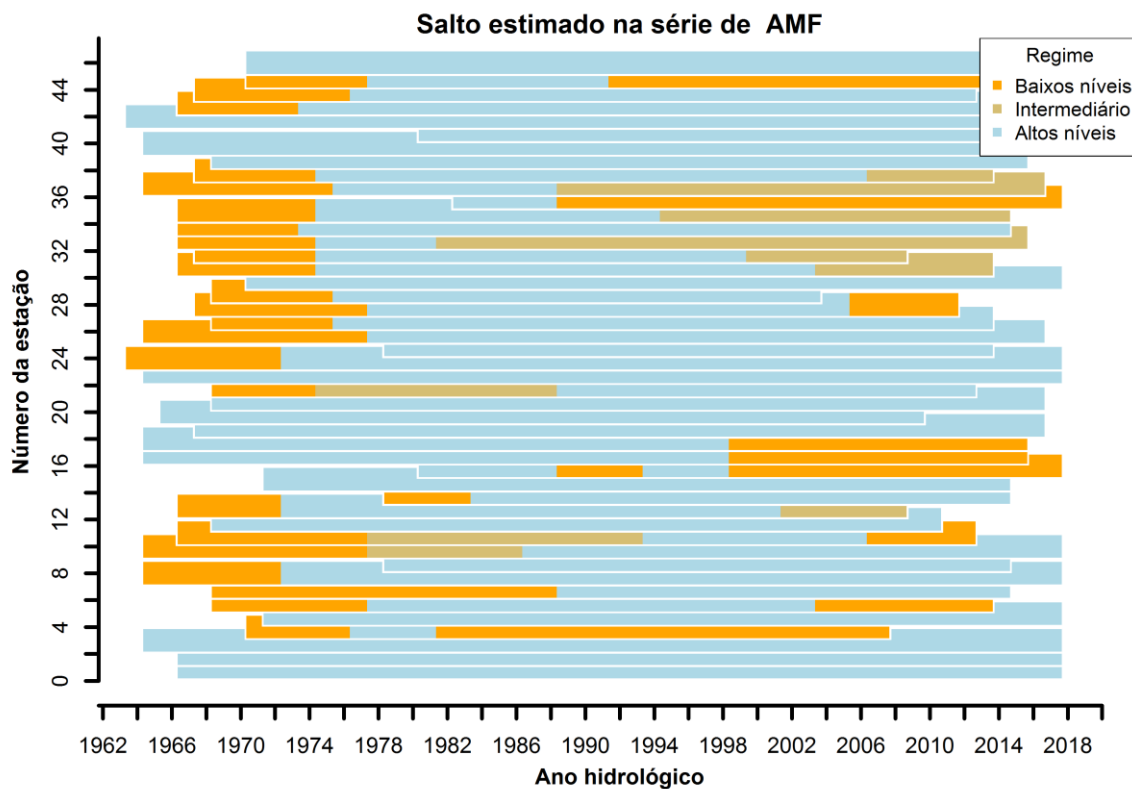


Figura 5.4: Padrões regionais de mudanças abruptas de vazões: mudanças de regime em panorama regional – cores indicam distintos regimes de vazões. Mudanças do azul para o laranja indicam redução das cheias médias naquele período (e vice-versa).

O uso do teste de múltiplos saltos é capaz de revelar uma quantidade grande de detalhes acerca do comportamento hidrológico do rio Paraguai. Ao contrário, o teste MK identificou tendências monotônicas significativas em 12 estações dentre as 46 estudadas, o que não reflete a complexidade do comportamento hidrológico regional ao longo do período de estudo. Em nove dessas estações, observaram-se tendências positivas, enquanto em três as tendências identificadas foram negativas. Vale ressaltar que, nos trechos afetados pela entrada em operação da UHE Manso do rio Cuiabá, o teste MK sugeriu rejeitar a hipótese de estacionariedade em nenhum local. Afirmação semelhante é válida quando se compara a alternativa de detecção de múltiplos saltos com o teste de Pettit (Pettit, 1979) ou métodos baseados em somas acumuladas que permitem a detecção de apenas um salto, que revelam poucos detalhes acerca do comportamento não estacionário das cheias.

Em suma, ao considerar que: do ponto de vista estatístico, a análise de saltos tem maior capacidade de diminuir a incerteza da ocorrência das cheias (conforme analisado no item anterior); a análise de saltos é capaz de revelar detalhes da mudança de comportamento das séries históricas da área de estudo (inclusive a detecção da entrada em operação do

reservatório da UHE Manso), entende-se que a análise de saltos entre diferentes regimes de vazões é uma forma adequada de se caracterizar o comportamento não estacionário dos dados hidrológicos da bacia do rio Paraguai, quando comparada com a análise de tendências monotônicas.

5.3 ANÁLISE DAS TEMPESTADES ASSOCIADAS ÀS CHEIAS

Neste capítulo são apresentados os resultados de tentativas preliminares de se associar diferentes tipos de tempestades a diferentes cheias⁴. O propósito foi o de investigar se diferentes processos atmosféricos de formação de cheias poderiam estar associados a diferentes magnitudes desses eventos. Assim, a análise da tipologia das cheias poderia ser útil para a análise estatística, por meio de distribuições mistas de probabilidades. Também para a previsão de cheias, as diferentes tipologias de cheias poderiam ser úteis, indicando potenciais de diferentes magnitudes de cheias, condicionadas ao tipo de evento em formação.

Para exemplificar os resultados obtidos na análise das trajetórias de tempestades associadas às cheias, foi utilizado o caso da estação Cáceres. Além desses resultados, são apresentados também estudos realizados em pequenas bacias espanholas, no intuito de se avaliar a aplicabilidade da abordagem em bacias de tamanhos diferentes. Procedeu-se dessa maneira porque, como se verá adiante, o impacto direto de diferentes trajetórias na formação de diferentes tipos de cheias é mais evidente em bacias de resposta rápida, em virtude de pequenos tempos de concentração.

5.3.1 Aplicação para a bacia do alto rio Paraguai – estação de Cáceres

Na Figura 5.5 são apresentados os dados de vazões máximas anuais na estação Cáceres. A estação é situada no alto rio Paraguai (estação número 08). Nessa figura, é apresentado o resultado da detecção de mudança de comportamento apresentado no capítulo anterior, sugerindo-se que, para esta estação, uma mudança brusca das vazões ocorreu no ano hidrológico 1978/1979, o que pode ser associado a uma mudança de tipologia de cheias.

Na Figura 5.6, os mesmos dados são apresentados em forma de histograma. O resultado sugere que a série histórica pode vir a ser bimodal. A bimodalidade é uma característica

⁴ Resultados parciais desta etapa foram apresentados na reunião anual da *European Geoscience Union* 2017 (Santos et al., 2017c) e no Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos de 2019 (Santos e Lima, 2019) e foram anexados a este documento.

que pode indicar que a amostra possa conter cheias geradas por distintos processos de formação. Esses diferentes processos de formação, por sua vez, podem estar associados a diferentes magnitudes de cheias. Desta hipótese, seria possível derivar uma outra que atribui como causa de mudanças bruscas de comportamento das cheias ao longo do histórico, alterações de tipos de processos de formação das cheias.

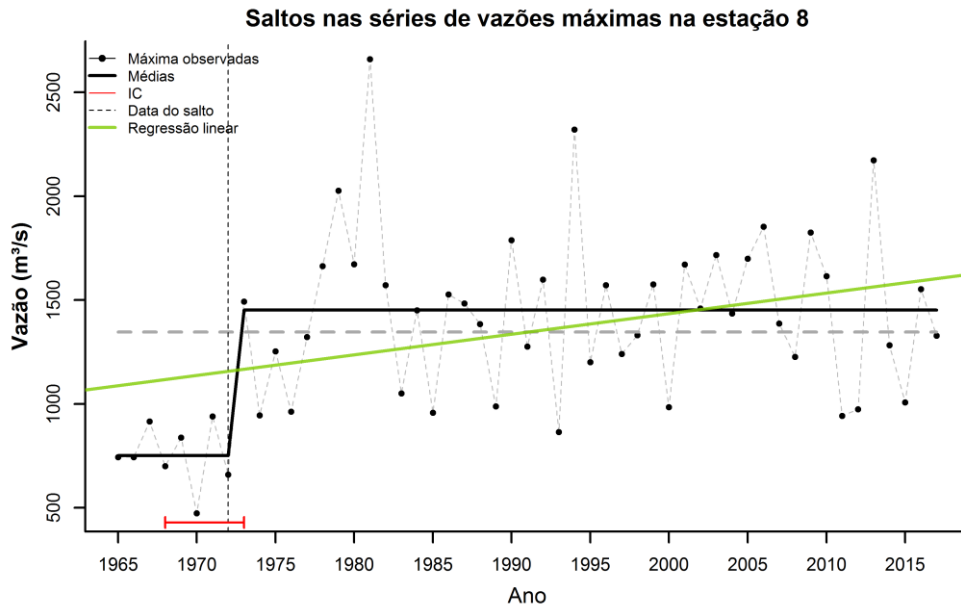


Figura 5.5: Séries histórica de vazões máximas anuais em Cáceres.

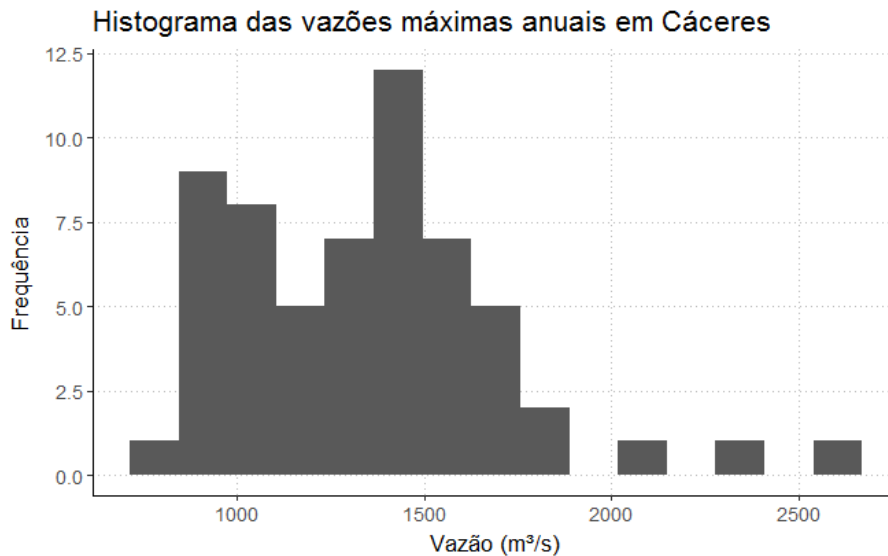


Figura 5.6: Histograma de máximas anuais em Cáceres.

Na Figura 5.7 são apresentados exemplos de tempestades estimadas por meio do modelo HYSPLIT que foram associadas a algumas cheias do histórico, conforme a legenda da figura. Nessas figuras, a escala de cores das trajetórias das tempestades está associada ao

teor de umidade específica. Em via de regra, as trajetórias indicadas nas figuras por uma coloração mais vermelha (que são as que apresentam menor teor de umidade) estão em níveis mais altos da atmosfera. O contrário acontece com as mais azuladas.

Nessas figuras, vislumbram-se diferentes tipos de tempestades. Por exemplo, a Figura 5.7(a) sugere a ocorrência de forte vortacidade de massas de ar em altos níveis, típicas da ocorrência de Vórtices Ciclônicos de Altos Níveis (VCANs). Nas imagens, Figura 5.7(c, d e e), existem indícios de massas de ar originadas do sul do continente, típica de frentes frias que atuam em conjunto com as massas de ar originadas da Amazônia. Já nas imagens Figura 5.7(b e f) não existe indícios de avanços de frentes frias, tão somente de massas de ar originadas na Amazônia.

Após uma série de tentativas de definição do número de classes K no algoritmo de K-Médias, o total de cinco classes aparentemente foi um número razoável nessa primeira análise. Desta forma, na Figura 5.8 são ilustrados os resultados do processo de classificação com essas cinco classes e utilizando-se como fator de caracterização de cada classe os parâmetros apresentados na metodologia: o ponto de partida das trajetórias, suas inclinações médias e seu teor de umidade final. A partir dessa classificação, foi atribuída a seguinte nomenclatura para os diferentes tipos de cheias: 1 – Andes; 2 – Atlântico Central; 3 – Atlântico Norte; 4 – Pacífico; e 5 – Amazônia.

Na Figura 5.9 são apresentados *boxplots* separados por tipo de cheias. Resgate-se que o critério para classificar cada tempestade foi o de maior número das trajetórias em um Cluster. Ou seja, como cada tempestade é uma composição de 64 trajetórias aquele Cluster que apresenta o maior número de trajetórias é o que qualifica a cheia. Por esse gráfico é observado que o tipo de cheia que apresenta maior magnitude são as Norte-Atlânticas, contudo, com grande dispersão. Na sequência, as cheias provenientes dos Andes e Amazônicas. As menores são as centro-atlânticas, também com bastante dispersão. Apenas três cheias foram classificadas como pacíficas, que são aquelas que apresentam magnitude intermediária.

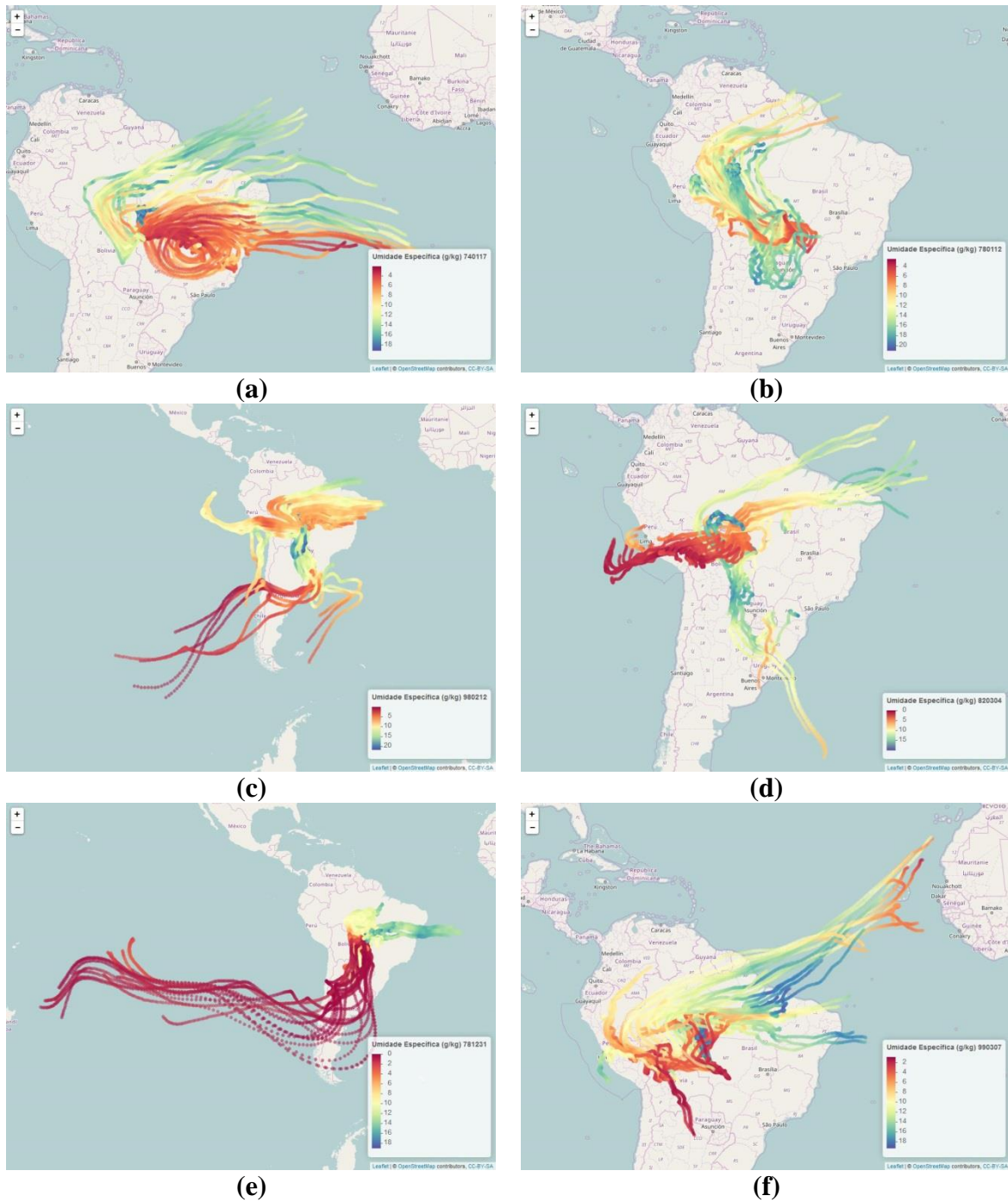


Figura 5.7: Trajetórias de tempestades estimadas em 6 eventos de cheias máximas anuais na bacia do rio Paraguai (de a a f: 17/01/1974; 12/01/1978; 12/02/1998; 04/03/1982; 31/12/1978; 07/03/1999).

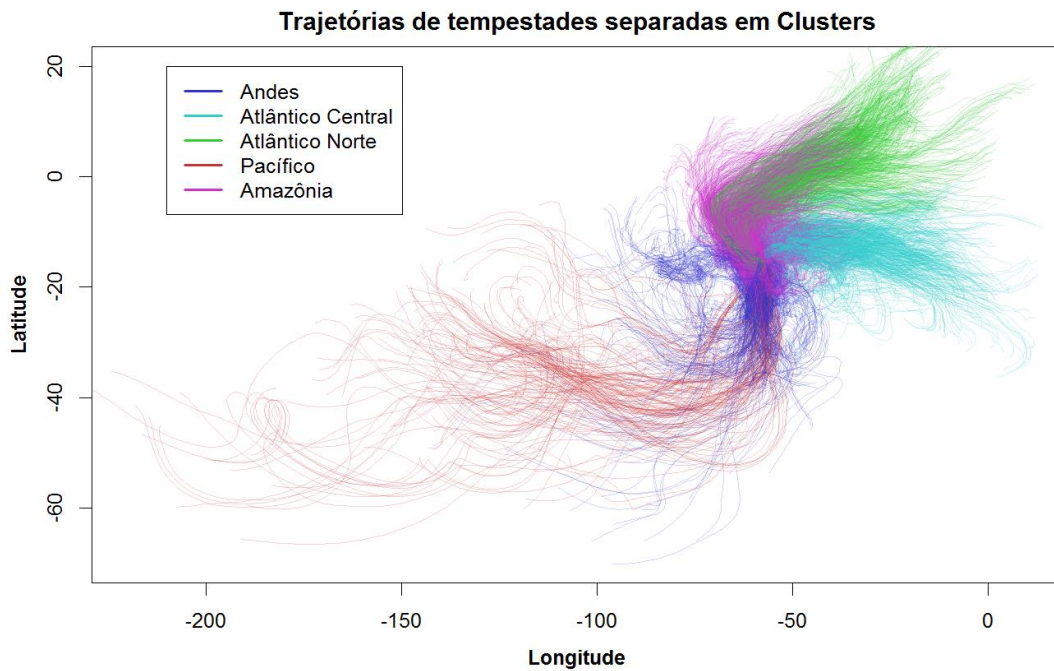


Figura 5.8: Resultado da separação em Clusters das trajetórias de tempestades - Todas as trajetórias de tempestades classificadas em 5 clusters.

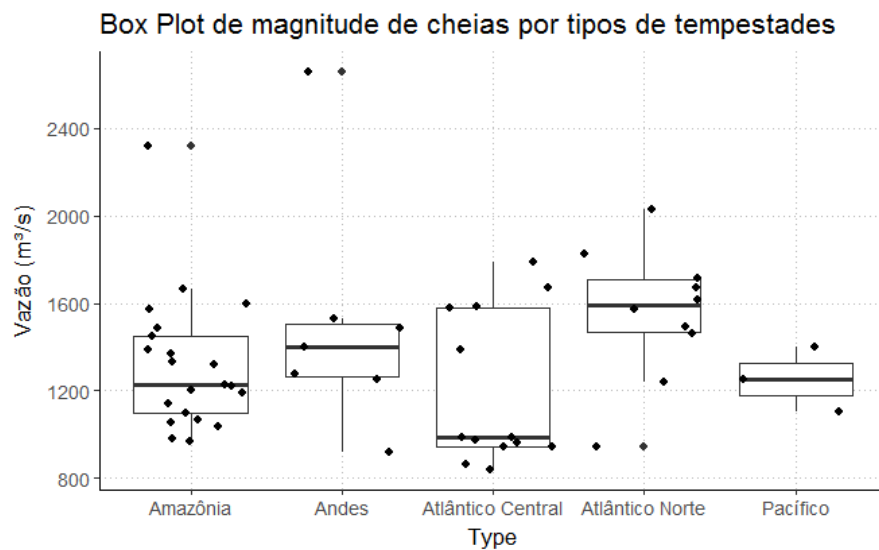


Figura 5.9: Relação entre magnitude de cheias e diferentes classificações de tempestades – Boxplots de magnitude das cheias para cada classe de tempestades definida.

A partir desses resultados foram feitos testes de significância para avaliar se há diferença significativa entre os distintos tipos de cheias, cujos resultados são apresentados na Tabela 5.2, em que são exibidos os resultados do teste-T das diferenças entre magnitudes de diferentes tipos de cheias. Nessa tabela são avaliadas as diferenças médias das cheias e é mostrado o limite mínimo dessa diferença a um nível de significância de 90%. Por exemplo, é esperado que a magnitude média das cheias provenientes do Atlântico Norte

seja 303 m³/s superior às cheias com origem no Oceano Pacífico. Com 90% de confiança, essa diferença é superior a 62,3 m³/s. O fato é que esse valor do limite inferior é positivo indica que o valor de zero está fora do intervalo de confiança e, desta maneira, a diferença dessas cheias é de fato, significativa. Outras diferenças significativas ocorrem entre cheias predominantemente originadas no Oceano Atlântico Norte àquelas do Atlântico Central; e as cheias do Atlântico Norte e Amazônia. Em nenhum outro caso é possível afirmar por meio do teste-T a esse nível de significância que a magnitude média das cheias seja diferente.

Tabela 5.2: Teste da significância das diferenças entre magnitudes de cheias entre diferentes tipos de cheias.

Comparação	Diferença Média (m ³ /s)	Limite inferior da diferença, a um nível de significância 90% (m ³ /s)
<i>Atlântico Norte menos Pacífico</i>	303	62.3
<i>Atlântico Norte menos Atlântico Central</i>	363	129
<i>Atlântico Norte menos Amazônicas</i>	238	35.2
<i>Amazônicas menos Atlântico Central</i>	125	-76
<i>Amazônicas menos Pacífico</i>	250	-214

Outra abordagem a esses resultados é avaliar se existe dependência entre a quantidade de trajetórias pertencentes a determinado cluster e a magnitude das cheias. Resultados dessa análise são apresentados na Figura 5.10. Por essa tabela, pode-se visualizar, por exemplo, que, no caso estudado, as cheias seriam mais significativas nos casos de quanto maior o número de trajetórias vindas do Atlântico Norte (a um p-valor igual a 0,016) e quanto menor o número de trajetórias vindas do Oceano Atlântico Central (a um p-valor igual a 0,002). Relações com outros tipos de trajetórias não são significativas.

Ainda que alguns resultados promissores possam ter sido observados nessa etapa, não foi possível obter resultados mais evidentes da relação entre diferentes tipos de cheias e suas magnitudes, bem como de mudanças de comportamento das cheias ao longo do tempo. Na Figura 5.11, por exemplo, é apresentada a série histórica de cheias, classificadas a partir do procedimento descrito. Nessa figura, não se observa nenhum padrão de mudança de comportamento da cheia e as classes se alternam de modo aleatório. Outro exemplo, ocorre quando os tipos de cheias são ordenados conforme suas magnitudes (Figura 5.12), em que também se observa uma alternância aleatória dos distintos tipos de cheias. Resultados semelhantes a esses produzidos para a estação Cáceres foram observados em outros locais,

o que levou ao entendimento preliminar de que a partir dessa metodologia não era possível explicar as mudanças bruscas de comportamento das cheias observadas na bacia do rio Paraguai.

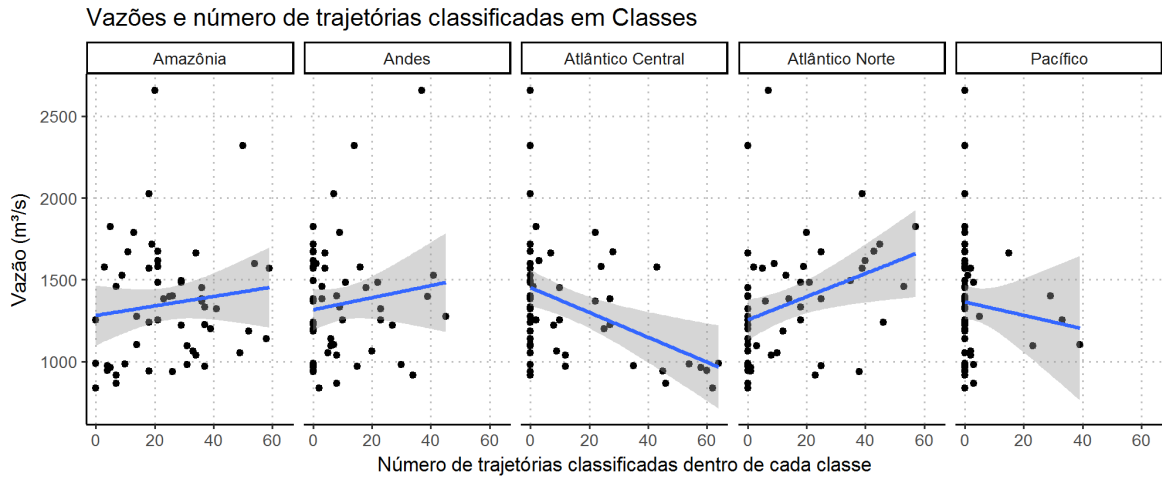


Figura 5.10: Relação entre magnitude de cheias e diferentes classificações de tempestades - relação entre quantidade de trajetórias pertencentes a um determinado cluster e magnitude das cheias.

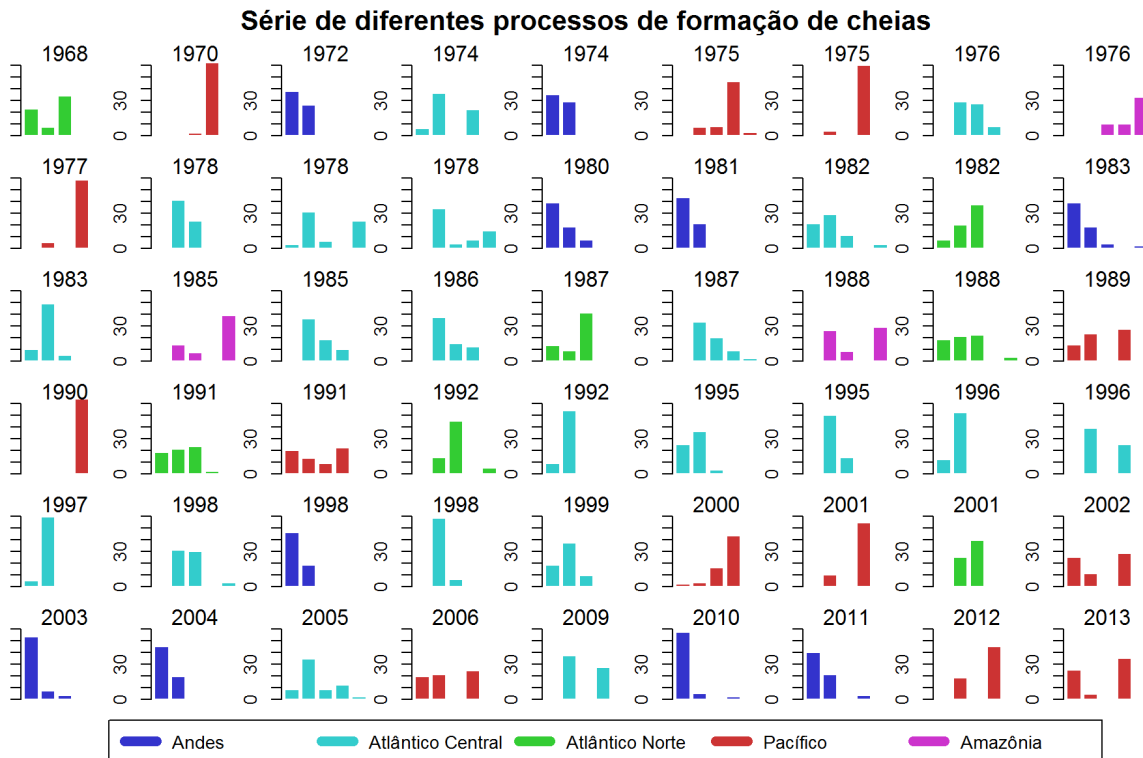


Figura 5.11: Histórico de cheias de acordo com classificação por meio do algoritmo das K-Medias.

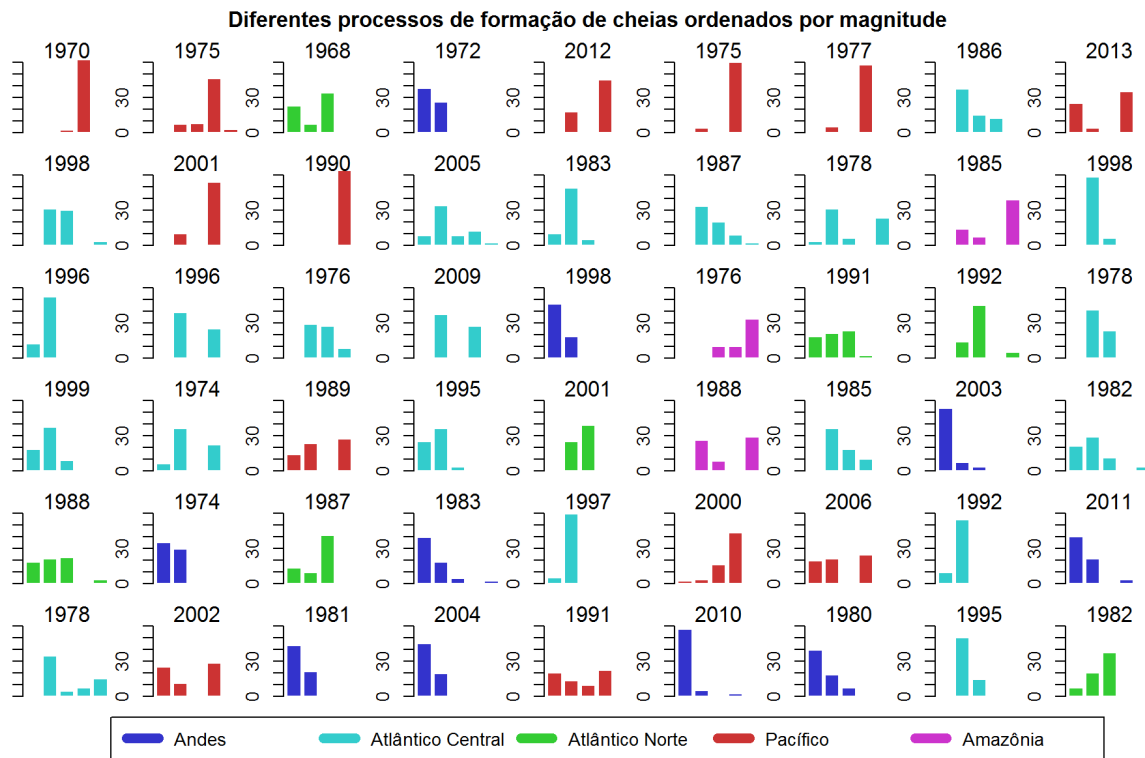


Figura 5.12: Histórico de cheias de acordo com classificação por meio do algoritmo das K-Medias, ordenado de acordo com a magnitude das cheias.

Algumas hipóteses para essas dificuldades podem ser apontadas. A principal delas está associada à dimensão da área estudada. Como forma de avaliação dessa hipótese, foram desenvolvidos estudos semelhantes em bacias menores, com tempo de resposta da ordem de algumas horas e com séries históricas longas observadas na Espanha. Este trabalho foi publicado por Santos et al. (2018). Nessa outra condição, mudanças de categoria de cheias ao longo do tempo e os diferentes teores de umidade carregados por essas tormentas foram capazes de explicar localmente parte das tendências negativas observadas nas cheias máximas anuais em pontos da Espanha.

Neste outro estudo, os tempos de concentração são relativamente pequenos quando comparados àqueles do rio Paraguai que garantiam a cheia observada resultante da tempestade estimada pelo HYSPLIT. Essa principal diferença entre as bacias estudadas nas duas situações suscitou dúvidas quanto à associação feita entre as cheias e a tempestade no presente estudo na bacia do rio Paraguai. Análises de dados de precipitação que sugerem que não existe uma relação clara entre tempestades intensas e as cheias observadas na bacia do rio Paraguai também explicam essa dificuldade na bacia do rio Paraguai.

Além disso, essa abordagem foca a componente atmosférica como principal agente modificador do comportamento das cheias. Em bacias cujas principais forçantes de mudança não são necessariamente atmosféricas, essa detecção tende a não produzir os mesmos resultados. Posto isso, ampliou-se o escopo da investigação por outras variáveis e componentes capazes de explicar as mudanças observadas nas séries históricas.

5.3.2 Atribuição de tendências para bacias espanholas

A abordagem com trajetórias de tempestades se mostrou limitada em seu potencial para explicar mudanças de comportamento de cheias em bacias com tempo de concentração em escala superior a alguns dias. Por essa razão, foi avaliado o potencial de aplicação em bacias menores, com tempo de concentração menor que 24 horas, utilizando neste caso, dados de bacias espanholas⁵.

Para este estudo, avaliaram-se dados de cheias em estações fluviométricas em que a presença de tendências nos dados de cheias em estudos anteriores era sabida e bem descrita. Os dados obtidos foram de 14 bacias espanholas, utilizada como exemplo para a identificação de diferentes tipos de tempestades como processos formadores de cheias.

5.3.2.1 Estações consultadas

As bacias espanholas são gerenciadas por 16 diferentes agências de bacias. Esses dados são disponibilidades no chamado *Anuário de Aforos*, mantido pelo CEDEX (Centro de Estudos e Experimentos de Obras Públicas, do Ministério do Fomento Espanhol). Deste banco de dados, foram selecionadas estações que abrangessem regiões com diferentes regimes de cheias da Espanha (Mediterrâneas e Atlânticas - Coch e Mediero, 2016).

Foram selecionadas também bacias de resposta rápida. A maior bacia selecionada apresenta área de aproximadamente 12.700 km² e tempo de concentração estimado da ordem de 13,5 horas. Bacias com contribuição de neve, cujos processos de formação de cheias são sabidamente decorrentes de degelo, também foram excluídas da análise (região dos Pirineus, principalmente).

Ao final, foram selecionadas 14 estações, e as localizações desses postos é apresentada na Figura 5.13. As áreas das bacias variam desde 28 a 12.740 km² e a mediana e média das áreas são de 998 km² e 2.305 km², respectivamente. Vale ressaltar que as dimensões são

⁵ Resultados desta etapa foram publicados em Santos et al. (2018b), Santos et al. (2017a) e Santos et al., (2017b). Essas publicações também foram anexadas ao presente documento.

bastante diferentes daquelas consideradas na bacia do rio Paraguai, com bacias que variam entre 1.310 km² a 576.000 km². Resgate-se ainda que naquelas estações de menores dimensões na bacia do rio Paraguai o comportamento foi considerado estacionário. Ao analisar essas 14 estações, um total de 548 cheias foram analisadas entre 1967 e 2014.

5.3.2.2 Análise de tendências monotônicas

Os dados das 14 estações fluviométricas consultadas são sumarizados na Figura 5.14. Nessa figura, as cheias máximas anuais são apresentadas em conjunto com regressões localizadas *loess*, de tal forma que facilitasse a visualização das tendências. Um resumo gráfico dos testes de tendências MK é apresentado na Figura 5.15. Para construção desta última figura, o nível de significância considerado foi de 5%.

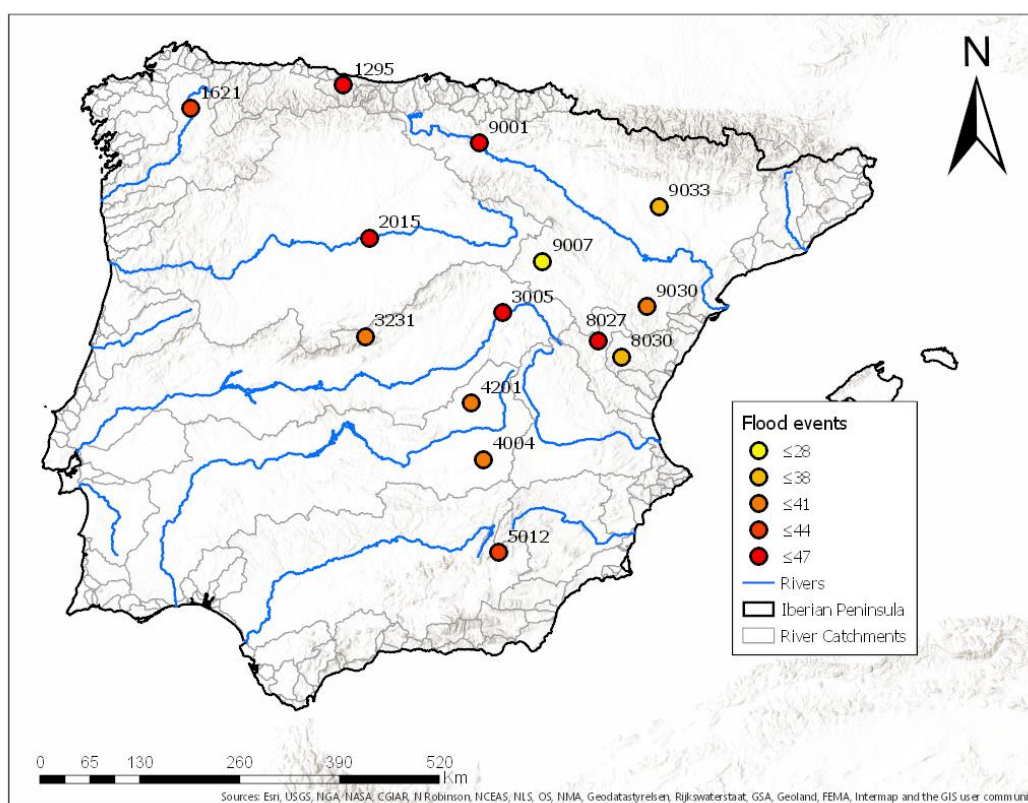


Figura 5.13: Localização das 14 estações hidrológicas espanholas avaliadas. As cores indicam o tamanho a quantidade de anos com dados disponíveis entre o período de 1967 a 2014.

As regiões hidrológicas em que tendências negativas são as regiões dos rios Tejo, Guadiana, Guadalquivir, Júcar e Ebro, localizados no centro-sul e leste da Espanha. Os resultados das análises de tendências são coerentes àqueles apresentados em estudos anteriores no país (Lorenzo-Lacruz et al., 2012; Martínez-Fernández et al., 2013; Mediero

et al., 2014; Morán-Tejeda et al., 2011). Em alguns casos, os testes de tendências podem ser significativos ou não o que se modifica a janela de tempo considerada.

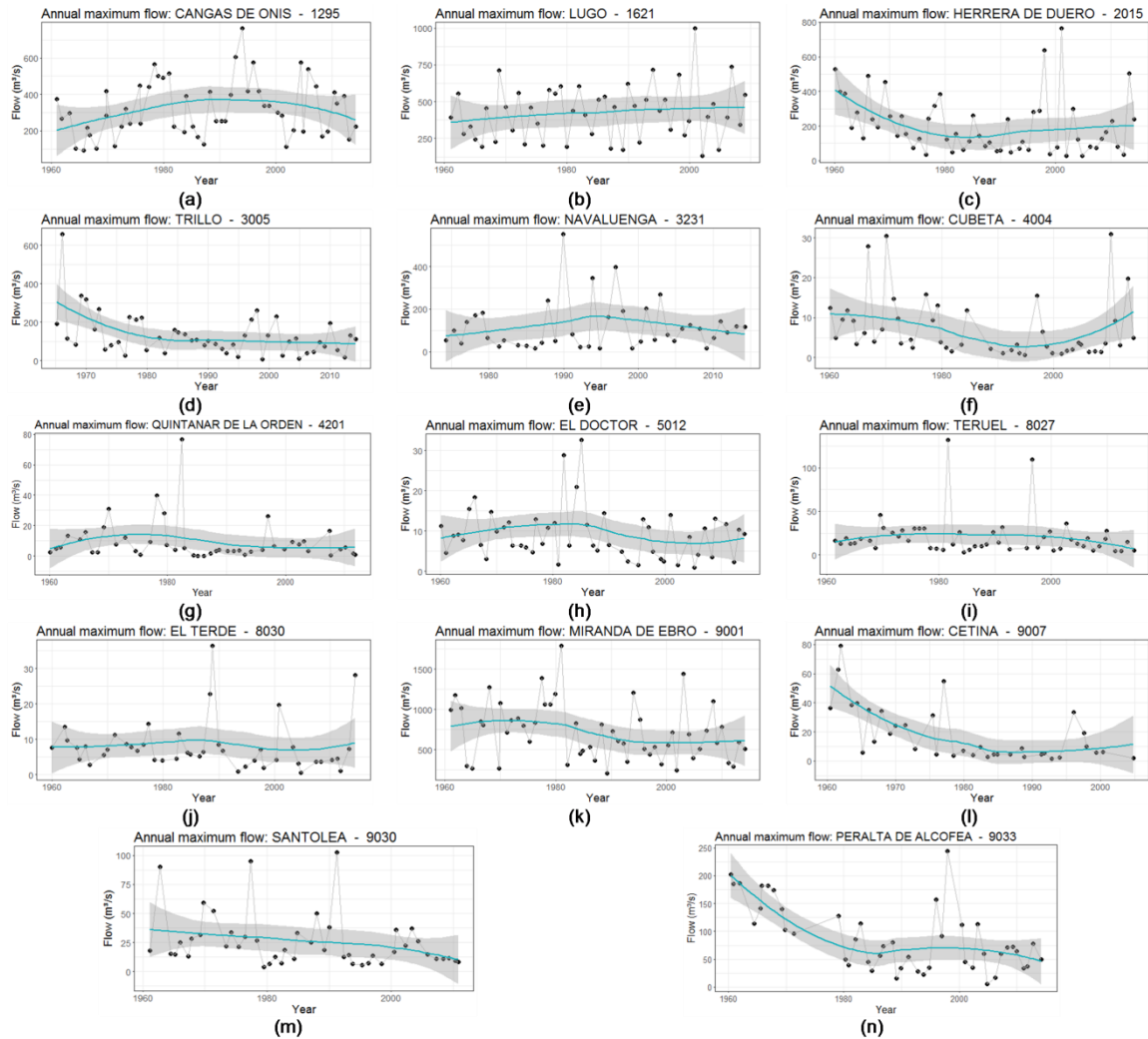


Figura 5.14: Séries históricas de cheias anuais nas 14 estações estudadas com indicação das tendências utilizando ajuste polinomial localizado - *LOESS*.

Por exemplo, no rio Douro, ao transladar a janela de tempo de 1959-2009 para 1964-2014, o resultado do teste de significância seria alterado. Esse tipo de resultado tempo-dependente na análise monotônica de tendências, pode sugerir que as tendências localizadas em janelas de tempo relativamente pequenas podem vir a ser parte de ciclos de baixa frequência de longo prazo (Hodgkins et al., 2017; Merz et al., 2012). Hodgkins et al. (2017), por exemplo, sugerem que tendências lineares identificadas em vários pontos da Europa são provavelmente parte de oscilações de baixa frequência ligadas à atuação da OMA.

5.3.2.3 Classificação de tempestades

Para cada uma das cheias observadas nas 14 estações de monitoramento, trajetórias de tempestades foram estimadas, conforme descrito no item 4.2.3. Cada trajetória estimada corresponde nesse caso a uma composição de 72 pontos (um por hora). O intervalo de tempo foi reduzido em relação às 240 horas utilizadas na região do rio Paraguai. Essa definição é relacionada principalmente às diferentes dinâmicas atmosféricas das regiões. Em 72 horas, as trajetórias de tempestades sobre a Espanha são suficientes para definir suas principais características. Tempos superiores a esse mostraram interações com diferentes processos atmosféricos sobre outros continentes, tais como América do Norte e África, de tal forma que não oferecesse nenhum indício dos processos atmosféricos associados à formação da tempestade.

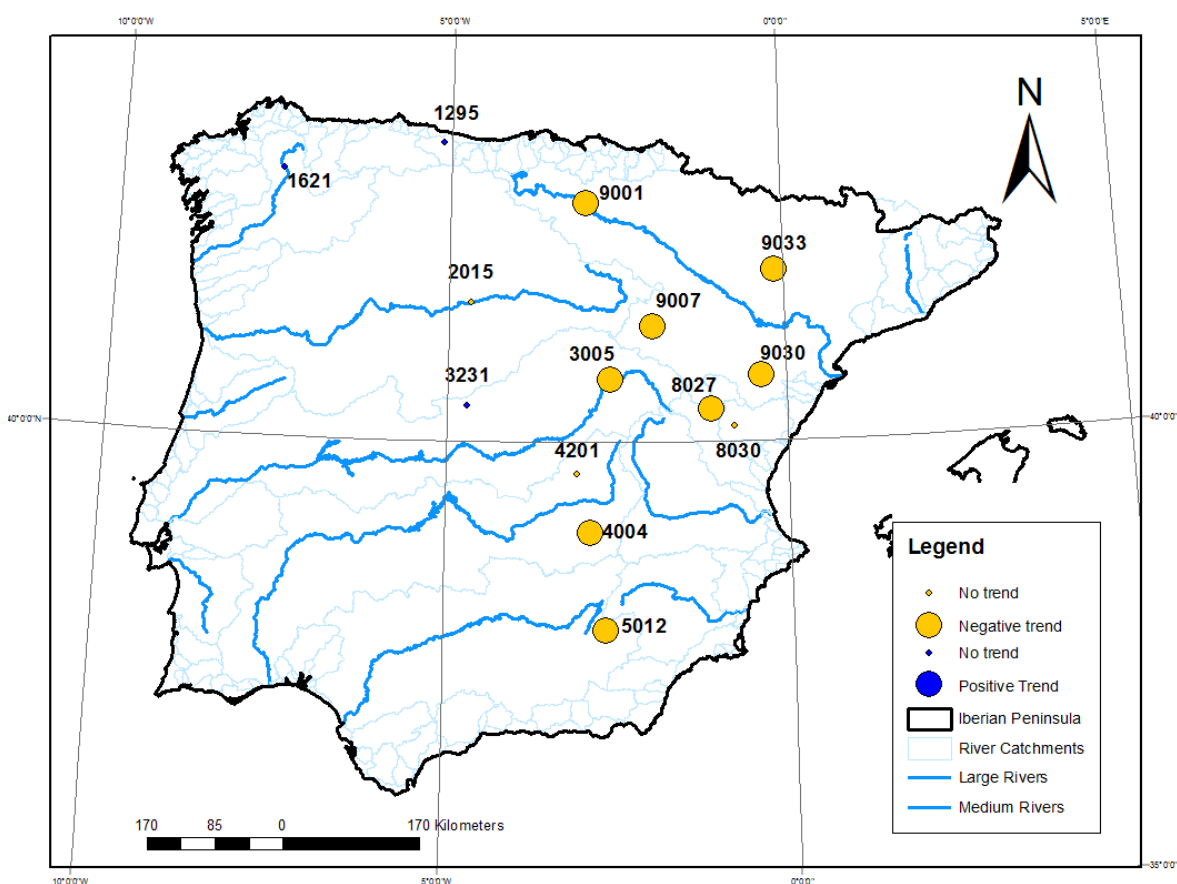


Figura 5.15: Sinal e significância das tendências das séries de vazões máximas anuais utilizando o teste de Mann-Kendal.

Outra opção feita neste estudo foi limitar das trajetórias a uma altura não superior a dois quilômetros da superfície, onde a maior parte da umidade atmosférica está limitada (Wallace e Hobbs, 2006). Sendo assim, 24 trajetórias foram estimadas para cada

tempestade, considerou-se que as trajetórias em 6 alturas foram estimadas em 4 períodos durante o dia. Como resultado, a Figura 5.16 exemplifica cinco tipos de tempestades que alcançam a bacia do rio Tagus, código 3005, localizada no centro da Espanha. As cores das trajetórias estão associadas às diferentes umidades específicas (g de vapor de água por kg de ar): cores azuis indicam maior umidade e vermelha indicam pacotes de ar com umidade reduzida.

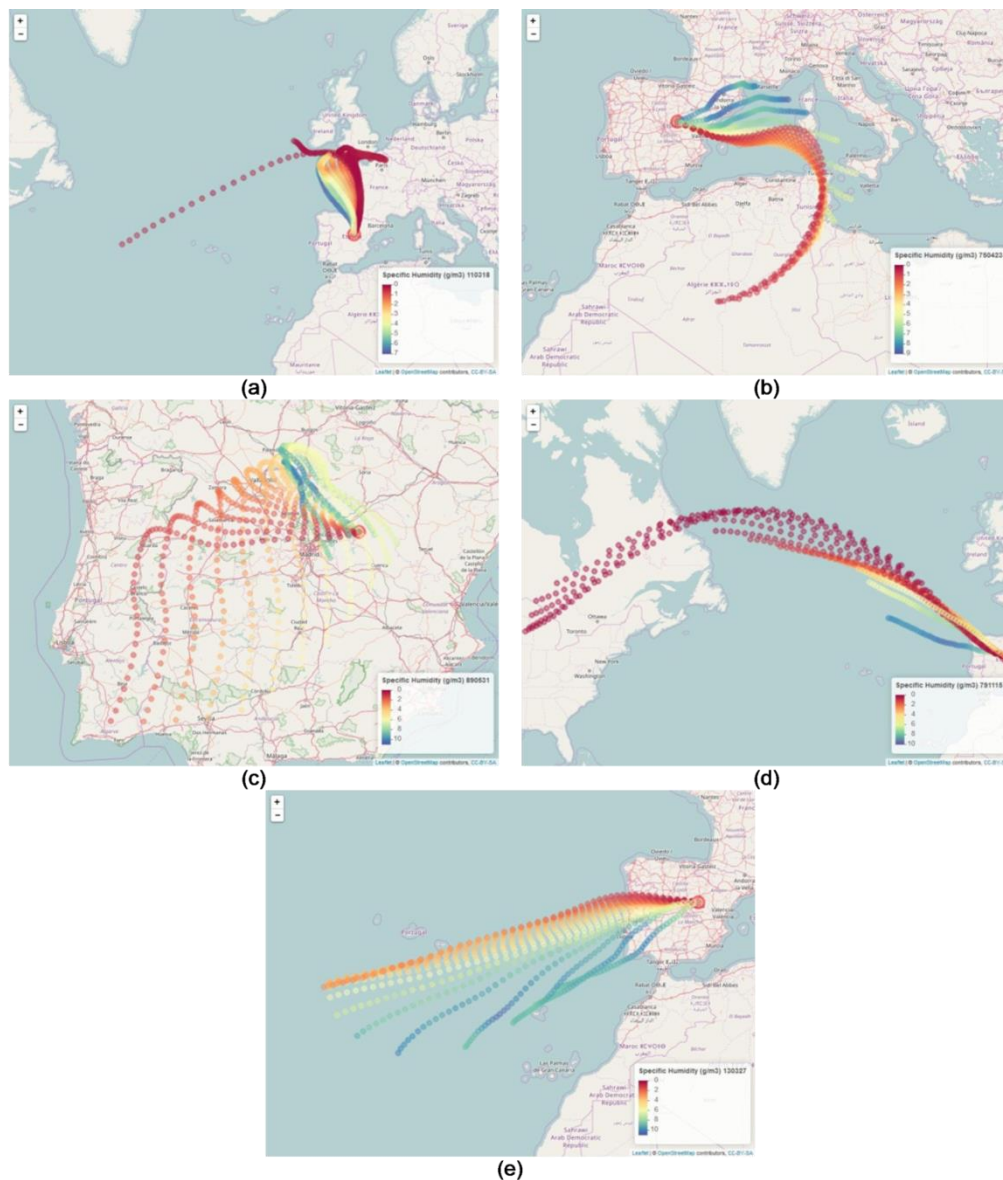


Figura 5.16: Exemplos de tipos de trajetórias de tempestades que alcançaram a bacia do rio Tagus em cinco ocasiões: (a) Tempestades de Norte, em 18 de 2011; (b) Tempestades Mediterrâneas em 23 de Abril de 1975; (c) Tempestades de reciclagem de umidade em 31 de Maio de 1989; (d) Tempestades de Oeste em 15 de Novembro de 1979; e (e) Tempestades Tropicais Atlânticas em 27 de Março de 2013.

Antes de proceder à classificação de tempestades ao empregar o algoritmo de K-Médias, foram feitas análises preliminares sobre quais as características mais importantes das trajetórias que podem ser utilizadas para o algoritmo de classificação; qual o comprimento da trajetória a ser utilizado; e qual o número de classes K a ser utilizado no algoritmo de classificação.

Ao final, as seguintes configurações foram definidas:

- Comprimento das trajetórias: ainda que fossem disponíveis dados com até 72 horas de comprimento, foram utilizadas apenas 48 horas, considera-se que esse período eliminava ruído das trajetórias mais longas;
- Características das trajetórias: cada trajetória de latitudes e longitudes foi aproximada por um polinômio do quarto grau e cada ponto de altitude foi aproximado por um polinômio de grau um. Com isso, foi possível reduzir o número de elementos a serem classificados. Por exemplo, ao invés de classificar as trajetórias utilizando-se todos os 147 pontos que a compõem, foram empregados apenas 12 pontos que descrevem de modo suficientemente acurado a posição das parcelas de ar (12 corresponde ao número de coeficientes estimados pelas regressões polinomiais);
- Altura das trajetórias: foram eliminadas as trajetórias superiores a 1210 metros, em virtude de ruído acrescido ao algoritmo de classificação;

Com relação ao número de classes K , a Figura 5.17 apresenta a evolução do resíduo quadrático da variabilidade da informação contida na amostra inicial de todas as características das trajetórias utilizadas no algoritmo de classificação com o aumento do número de classes K . Por meio dessa figura, observa-se que, ao considerar K igual a 5, 60% da variabilidade inicial das características das tempestades é reduzida. Nesse ponto, observa-se ainda que o gráfico forma um “cotovelo”, que é também uma forma de indicar que a parcela suficiente da informação contida na amostra inicial é explicada por K igual a 5. A partir deste ponto, a redução da variabilidade é menos significativa.

Além disso, uma análise visual dos principais tipos de tempestades (a exemplo daqueles tipos apresentados na Figura 5.16) sugere que cinco classes representam bem diferentes tipos de tempestades usualmente descritos pela literatura na Península Ibérica: 1) tempestades de norte; 2) tempestade do Atlântico meridional; 3) tempestades do Atlântico tropical; 4) tempestades Mediterrâneas; e 5) tempestades decorrentes de reciclagem de

umidade na Península Ibérica (Krklec e Domínguez-Villar, 2014; Martin-Vide e Lopez-Bustins, 2006; Ramos et al., 2015; Tout e Kemp, 1985). Foram feitas também avaliações preliminares para 2 a 10 classes de tempestades e, após essa verificação, entendeu-se também o número de 5 classes é um número adequado a ser utilizado.

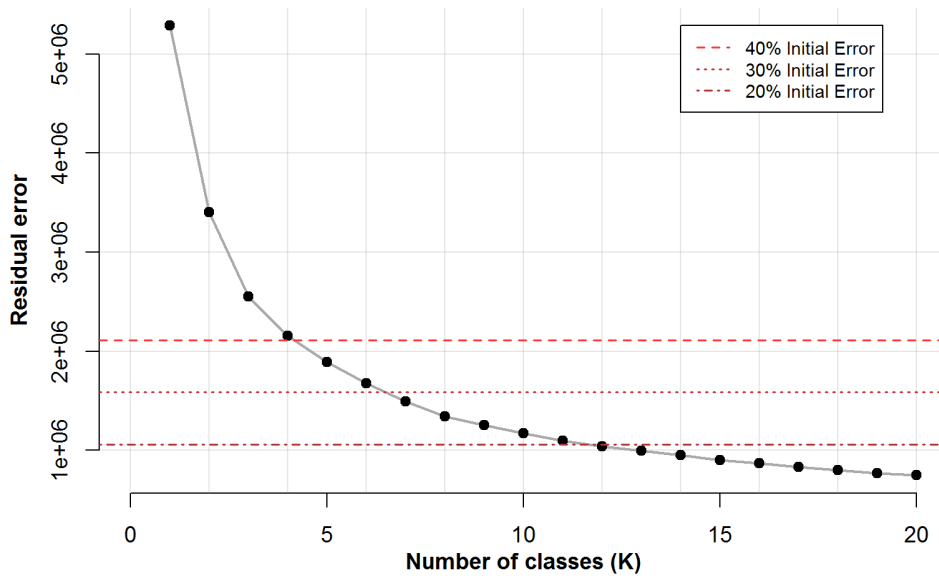


Figura 5.17: Diminuição do resíduo da variância com o aumento do número de clusters K . Considera-se então o número de classes K igual a cinco, uma visualização desses resultados é apresentada na Figura 5.18. Nessa figura, o ponto de partida de cada uma das tempestades analisadas é apresentado (48 horas antes de alcançar seu destino em comum). Também é indicada a direção aproximada média de cada trajetória dentro de cada cluster. As cores estão associadas às cinco distintas classes consideradas.

Por meio dessa figura, observa-se em primeiro lugar que inexistente uma separação clara entre os diferentes tipos de tempestades. Por exemplo, as tempestades do tipo 1, 2 e 3 têm seus pontos de partida frequentemente superpostos. Além disso, os clusters 1 e 2 tem padrões ascendentes semelhantes. A diferença entre esses dois grupos é associada ao fato de a classe 1 ter uma trajetória que passa pelo mar do norte e baía de Biscaia, enquanto a trajetória 2 é associada a ventos Atlânticos de oeste. As trajetórias do tipo 2 e 3 também apresentam origens frequentemente superpostas, contudo, trajetórias do tipo 3 tendem a partir do oceano Atlântico tropical, mais ao sul do que as do tipo 2. Além disso, trajetórias do tipo 3 são mais planas e descendentes do que aquelas do tipo 2.

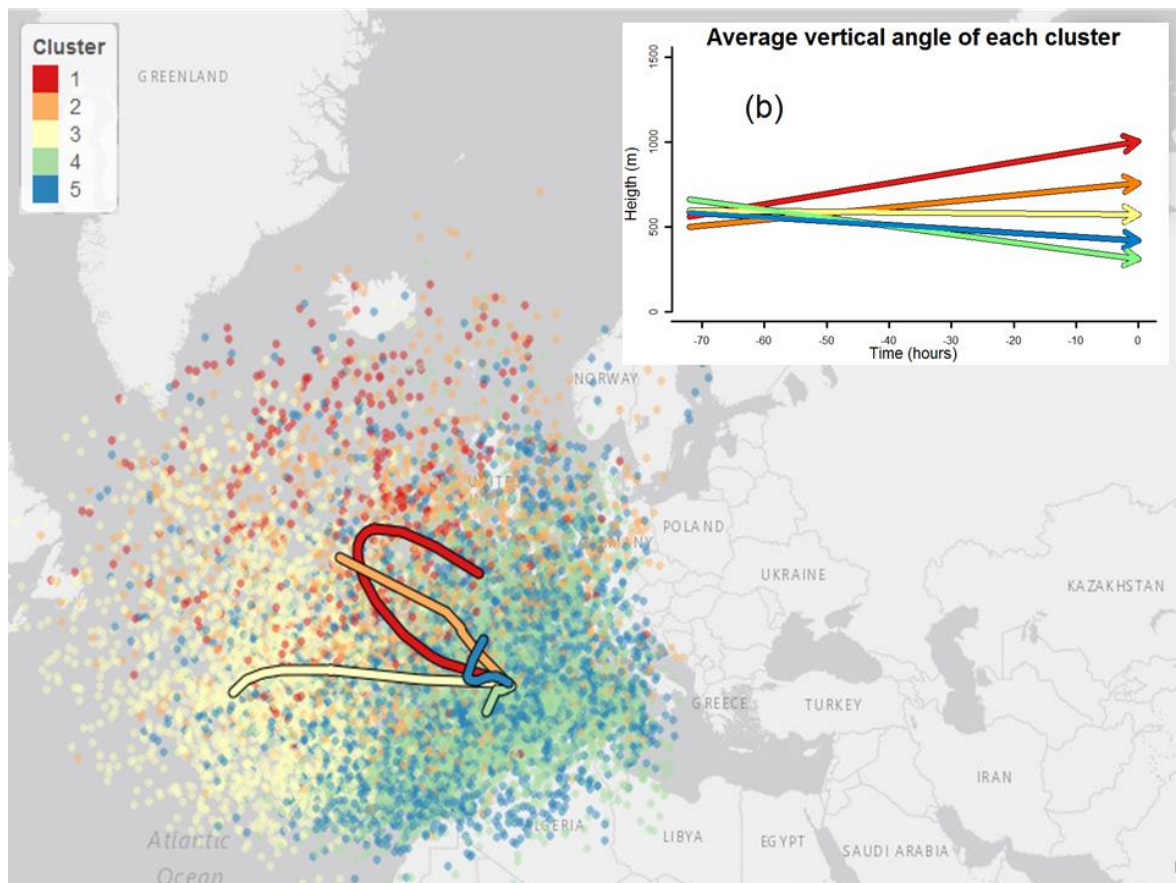


Figura 5.18: Pontos de partida de todas as tempestades estimadas, com cores associadas a cada tipo de tempestade (1: Tempestades de Norte; 2: Tempestades de Oeste; 3: Tempestades Tropicais Atlânticas; 4: Tempestades de reciclagem de umidade; e 4: Tempestades Mediterrâneas); (b) Trajetória vertical média em cada cluster.

As trajetórias dos tipos 1, 2 e 3 apresentam padrão similar àqueles descritos como rios atmosféricos (Barth et al., 2017). Essas trajetórias apresentam em geral uma composição de trajetórias bem estruturadas ao longo da coluna vertical, que transporta umidade de forma mais uniforme e por maiores distâncias ao longo das 48 horas de seu trajeto. Essa descrição é muito semelhante àquela dos rios atmosféricos, trazida pela literatura (Barth et al., 2017; Barth e Villarini, 2016). Por outro lado, as trajetórias descritas pelos clusters 4 e 5 são mais curtas e curvas. Essas trajetórias estão associadas a dinâmicas atmosféricas ligadas à reciclagem de umidade e a interação com as superfícies da Europa e norte da África, o que indica o maior grau de interação entre continente e oceano, enquanto as trajetórias 1 a 3, mais alongadas, estão associadas a uma dinâmica oceânica.

Ao se considerar essas semelhanças, esses clusters foram reagrupados em dois grandes grupos: clusters 1 a 3 foram associados às tempestades cuja *dinâmica oceânica* é predominante e as tempestades classificadas nos clusters 4 e 5 foram juntas em um grande

grupo onde as dinâmicas de interação entre continente e oceano é mais perceptível, ou seja, tempestades de *dinâmica continental*.

Ao definir esses dois grandes grupos, eles foram comparados aos diferentes regimes de cheias identificados na Espanha: regiões Atlântica e Mediterrânea (Coch e Mediero, 2016; Mediero et al., 2015). A região Atlântica apresenta vazões médias maiores de dezembro a fevereiro com picos de cheias concentrados também ao longo deste período. Já a região Mediterrânea apresenta cheias mais pronunciadas de abril a junho. De acordo com essa classificação, as estações 4004, 4201, 8027, 8030, 9007, 9030 e 9033 estão localizadas na região mediterrânea, enquanto as demais na região Atlântica.

A Figura 5.19 apresenta um cruzamento das classificações de tempestades nos dois grandes tipos considerados (dinâmica continental e oceânica) e as diferentes regiões da Espanha (influência predominantemente Atlântica ou Mediterrânea). Observa-se nessa figura uma clara distinção sazonal. Tempestades oceânicas são mais frequentes durante o inverno e continentais no início do outono e primavera. Um padrão espacial claro também é identificado: cheias oceânicas são mais frequentes na região Atlântica (54,8% do total de cheias), enquanto cheias continentais são mais frequentes na região Mediterrânea (76% do total de cheias nessa região). Este resultado sugere que as diferentes abordagens para classificação de cheias são coerentes: abordagem baseada na sazonalidade das cheias (Coch e Mediero, 2016; Mediero et al., 2015) e baseada na classificação de tempestades, proposta por este estudo.

Com relação à magnitude das cheias, não foram observadas diferenças significativas de suas intensidades em função dos diferentes tipos de cheias em nenhuma das três situações avaliadas: nem para o país inteiro, nem quando separado por regiões. Para isso foi aplicado o teste-t a um nível de significância de 5%. Ainda que na média essas diferenças não sejam significativas no histórico, localmente, em seis estações foram observadas as diferenças significativas (nas estações 1295, 3005, 4004, 5012, 8027 e 9030). Para três desses locais, os resultados são ilustrados na Figura 5.20. As estações 1295, 3005 e 5012 estão na região Atlântica e nesses locais as cheias oceânicas são maiores que as Oceânicas nas estações 3005 e 5012. Nas estações, ainda que as diferenças fossem significativas, o número de cheias oceânicas é reduzido (10, 2 e 5 cheias oceânicas) e assim os gráficos de densidade foram omitidos.

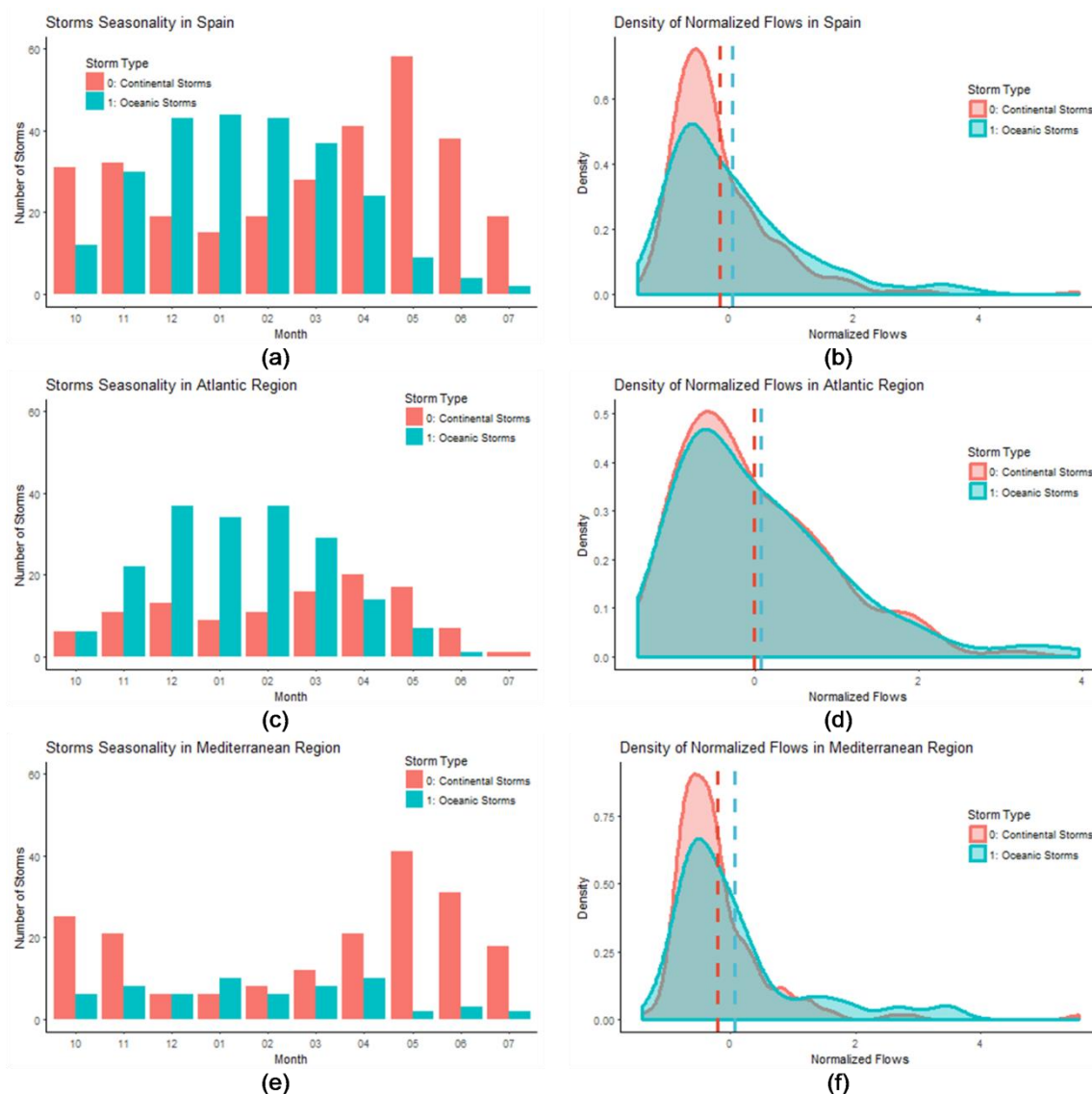


Figura 5.19: Sazonalidade das cheias para cada tipo de tempestade (coluna da esquerda) e densidade dos hidrogramas (coluna da direita) para todas as estações estudadas (linha superior); para a região sob influência predominante de tempestades Atlânticas (linha intermediária); e para a região sob influência predominante de tempestades Mediterrâneas (linha inferior).

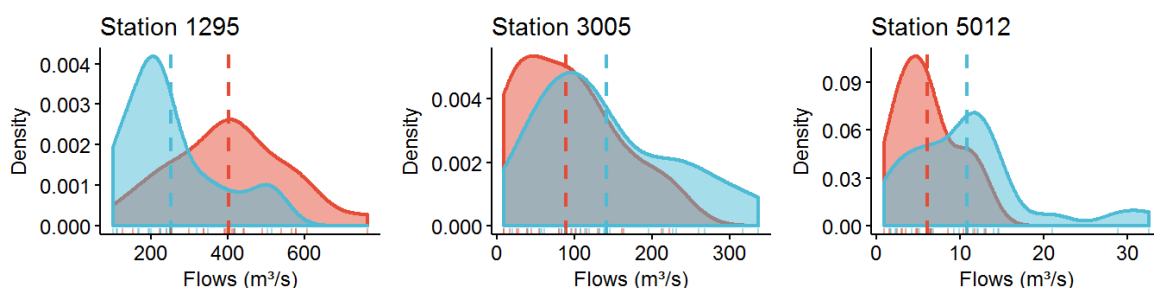


Figura 5.20: Gráficos de densidades de probabilidades empíricas da magnitude das cheias (em m^3/s) nas estações 1295, 3005 e 5012 (as cores avermelhadas são associadas a tempestades continentais e as azuladas a tempestades oceânicas, a exemplo da Figura 5.19).

Nessas estações, as séries de vazões máximas anuais podem ser consideradas como sendo não-homogêneas, ou seja, os processos que produzem cada uma das cheias são distintos e geram séries históricas mistas. Além disso, as magnitudes das cheias são dependentes do tipo de evento observado. Bem como em todas essas estações (exceto na estação 1295), todas elas tiveram tendência de redução da magnitude das cheias ao longo do histórico, de acordo com o teste MK (ver Figura 5.14). Na Tabela 5.3 é apresentado um resumo das frequências e magnitudes de cheias, associadas às diferentes regiões da Espanha, de acordo com seu regime hidrológico (Atlântico ou Mediterrâneo) e tipos de tempestades (Oceânicas e Continentais). Nesta tabela, as diferenças entre os diferentes tipos de cheias mostram que em todas as estações da região Atlântica (exceto na estação 1295) as cheias oceânicas são em média maiores que as mediterrâneas. O contrário ocorre na região Mediterrânea, onde as cheias continentais tendem a serem maiores. Contudo, apenas em seis locais essas diferenças são consideradas significativas (aquelas em que o p-valor é menor que 0,05).

Tabela 5.3: Resumos da frequência de cheias e suas magnitudes associadas às diferentes regiões da Espanha, conforme seu regime hidrológico (Atlântico ou Mediterrâneo) e tipos de tempestades (Oceânicas e Continentais).

Região	Estação	Número de cheias	Frequência (%)		Cheia média (m ³ /s)			Diferença média (m ³ /s)	p-Valor
			Tempestade Oceânica	Tempestade Continental	Tempestade Oceânica	Tempestade Continental	Todas as cheias		
Atlântica	1295	43	55,8	44,2	312	373	343	-61,4	0,19
	1621	40	72,5	27,5	407	504	456	-97,2	0,13
	2015	45	53,3	46,7	220	138	179	81,9	0,08
	3005	45	64,4	35,6	139	83,2	111	55,5	0,02
	3231	39	74,4	25,6	116	107	112	8,51	0,83
	5012	44	68,2	31,8	10,4	5,56	7,99	4,86	0,01
	9001	42	52,4	47,6	659	786	723	-127	0,27
Mediterrânea	4201	40	45,0	55,0	10,0	8,82	9,41	1,18	0,79
	4004	40	32,5	67,5	10,7	4,54	7,60	6,12	0,06
	8027	26	7,7	92,3	31,6	15,2	23,4	16,4	-
	8030	37	10,8	89,2	6,49	8,22	7,35	-1,73	0,54
	9007	28	35,7	64,3	16,3	10,2	13,2	6,05	0,33
	9030	41	12,2	87,8	12,2	26,4	19,3	-14,2	0,00
	9033	38	23,7	76,3	81,0	69,5	75,3	11,5	0,67

5.3.2.4 Evolução dos diferentes tipos de tempestades e tendências

Neste tópico, as séries de vazões foram convertidas em séries históricas de tipos de cheias, oceânica e continental, conforme a proposta de classificação adotada. Nessas séries, binárias, o número 1 foi atribuído a tempestades oceânica e 0 às cheias continentais. Destarte, as probabilidades indicadas neste item são relacionadas à probabilidade de ocorrência de cheias oceânicas. Na Figura 5.21 são apresentadas essas séries dos tipos de cheias são reunidas em cada gráfico, todas as cheias que foram observadas na Espanha (Figura 5.21a), na região Atlântica (Figura 5.21b) e Mediterrânea (Figura 5.21c). Nesses gráficos também são apresentados resultados de regressões logísticas, que, considera-se o número 1 associado às cheias oceânicas, indicam a evolução no tempo da probabilidade de ocorrência deste tipo de cheia em cada uma das regiões. Também são apresentadas médias móveis que estão associadas às médias de 10, 20 e 30 cheias consecutivas.

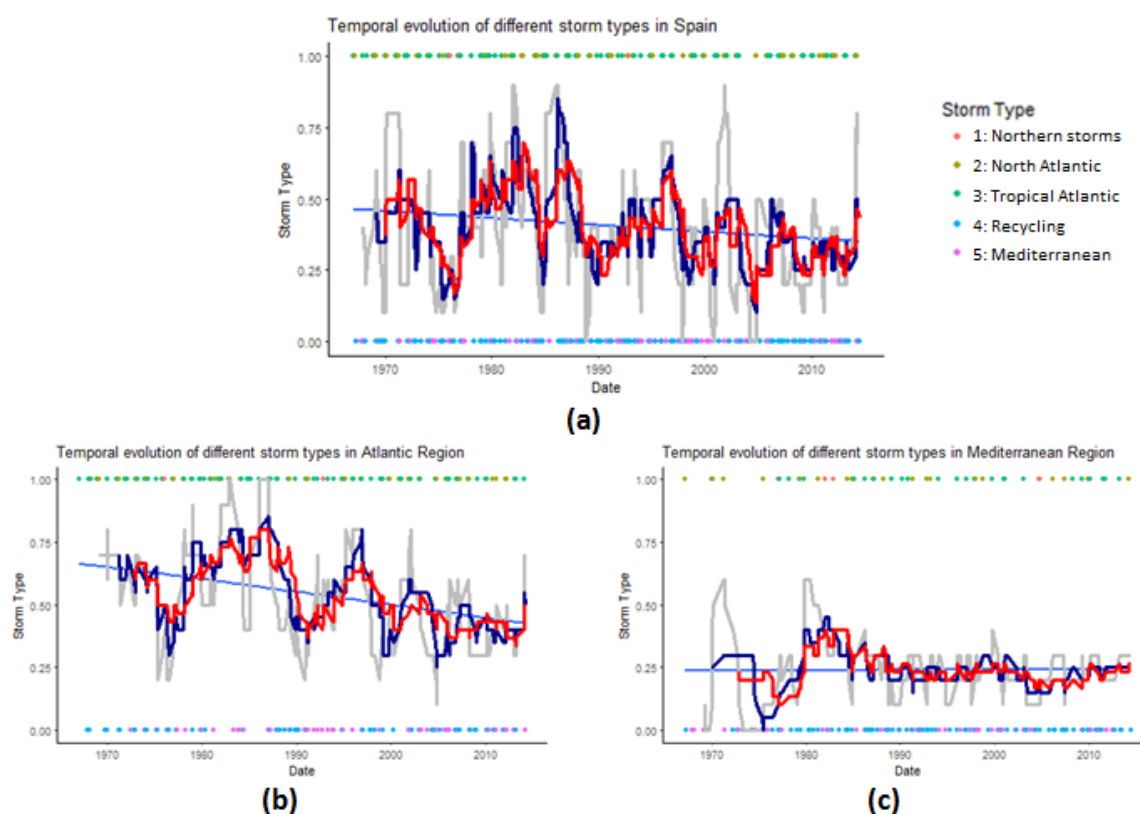


Figura 5.21: Evolução temporal dos tipos de tempestades na Espanha (gráfico superior), na região Atlântica (inferior esquerdo) e Mediterrânea (inferior direito). Cheias oceânicas correspondem ao valor 1 e cheias continentais, a zero. Os pontos são coloridos conforme cada um dos cinco tipos de tempestades. As linhas representam distintas tendências das probabilidades: azuis claras são tendências monotônicas e as linhas azul-escuro e vermelha correspondem a médias móveis de vinte e trinta ocorrências subsequentes de tempestades.

No país, 41% das cheias analisadas foram classificadas como oceânicas. Nessa escala, espera-se o comportamento cíclico dos diferentes tipos de cheias, com probabilidades que oscilem entre 20 a 70%. Observam-se também alguns períodos longos em que determinado tipo de cheia é bem menos frequente que outro. Por exemplo, entre 1975 e 1979, cerca de 20% das cheias foram classificadas como oceânicas, enquanto entre 1996 e 1999 cerca de 70% das cheias foram classificadas dentro dessa classe. Como pode ser observado nos gráficos da Figura 5.21b, esse comportamento cíclico foi mais comum na região Atlântica.

Na região Atlântica, existe uma tendência monotônica estatisticamente significativa da diminuição da probabilidade de ocorrência de cheias do tipo oceânica (p -valor igual a 0,02). Ao final dos anos 1960, a probabilidade de se observar esse tipo de cheia era de aproximadamente de 70%, enquanto que em 2014, estimou-se em menos de 50%. Contudo, em nenhuma estação de monitoramento tomada individualmente as probabilidades se alteraram significativamente ao longo do período considerado. Na região Atlântica, ciclos se sobrepõem à tendência monotônica indicada, sugere-se que as expectativas de ocorrência de cheias oceânicas ali eram de 30% em 1975 a 1979 e aumentaram pra 75% em torno de 1983 e reduziram novamente em torno do ano 1990. Na região mediterrânea, os ciclos são menos evidentes, assim como a tendência monotônica não é significativa.

Ao combinar esses resultados, com as diferentes magnitudes de cheias nas estações consideradas, esse resultado é consistente com Mediero et al. (2014). Nas regiões do rio Douro e Tagus, os períodos de 1967 a 1978, foram identificados como um período rico em cheias e o período de 2009 a 2015, como um período pobre em cheias. Essas bacias estão localizadas na região Atlântica, onde as cheias oceânicas tendem a gerar cheias mais pronunciadas. Acero et al. (2012) observou também localmente tendências na ocorrência de precipitações de inverno para toda Espanha, exceto sua região sudeste. Essas tendências podem ser explicadas parcialmente pela redução da probabilidade de ocorrência de cheias oceânicas na parcela sob a influência de tempestades oceânicas, considera-se que cheias de inverno são mais frequentes na região atlântica do país.

Analisa-se a origem da umidade para a Espanha, a Tabela 5.4 detalha esses resultados para o país inteiro e para cada uma das duas regiões separadas em função do regime de vazões. Em média, tempestades continentais contribuíram com 63,1% da umidade nos casos avaliados, enquanto oceânicas, com 36,9%. Essa diferença resulta de uma maior frequência

de tempestades continentais, mas também de maior umidade específica média em eventos de cheia (terceira e quarta coluna da tabela). Quando separadas nas cinco categorias de cheias inicialmente consideradas, a reciclagem de umidade é aquela que contribui com o maior conteúdo de umidade para o país (40,8%). Esse resultado é consistente com estudos anteriores na Espanha (Krklec e Domínguez-Villar, 2014).

Tabela 5.4: Conteúdo médio de umidade específica (ao longo da coluna de 10 a 1210 metros) e frequências de diferentes tipos de tempestades na Espanha e em suas diferentes regiões hidrológicas.

Regiões hidrológicas	Tipos de cheias	Umidade específica média (g/kg)	Frequência		Fração do conteúdo total de umidade
			N	%	
Espanha	Oceânica	4,84	223	40,7	36,9
Espanha	Continental	5,82	325	59,3	63,1
Atlântica	Oceânica	5,01	163	54,7	52,4
Atlântica	Continental	5,5	135	45,3	47,6
Mediterrânea	Oceânica	4,38	60	24	18,6
Mediterrânea	Continental	6,04	190	76	81,4
Espanha	1	4,18	15	2,7	2,1
Espanha	2	4,35	62	11,3	9,1
Espanha	3	5,12	146	26,6	25,3
Espanha	4	5,9	204	37,2	40,8
Espanha	5	5,52	121	22,1	22,6
Atlântica	1	4,07	8	2,7	2,1
Atlântica	2	4,47	41	13,8	11,7
Atlântica	3	5,28	114	38,3	38,6
Atlântica	4	5,69	76	25,5	27,7
Atlântica	5	5,25	59	19,8	19,9
Mediterrânea	1	4,31	7	2,8	2,1
Mediterrânea	2	4,13	21	8,4	6,1
Mediterrânea	3	4,57	32	12,8	10,4
Mediterrânea	4	6,17	128	51,2	56,0
Mediterrânea	5	5,77	62	24,8	25,4

A diferença da contribuição de umidade por tempestade é mais importante na região mediterrânea, logo, a diferença de umidade específica média entre tempestades continentais e oceânicas é de 38% na região Mediterrânea, enquanto que na região Atlântica é menor que 10%. Entende-se que essa diferença é possivelmente resultado do fato de as tempestades continentais serem mais frequentes em meses mais quentes. Nessa condição, a capacidade da atmosfera de armazenar umidade é maior. Esse entendimento

está em acordo com o mecanismo de formação de cheias descrito por García-Ortega et al. (2007).

Considerando-se as contribuições totais de umidade, assim, entende-se que esse critério também poderia ser utilizado para a classificação de tempestades. Tanto a classificação por meio de diferentes regimes de cheias e sua sazonalidade (Coch e Mediero, 2016; Mediero et al., 2015), quanto critérios associados à frequência de tipos de tempestades, quanto os critérios baseados nos aportes de umidade (Tabela 5.4), resultam em classificações espaciais coerentes. Já o critério de se avaliar quais as maiores cheias do histórico não produziria uma classificação coerente, o que é bastante específico de cada local.

5.4 ATRIBUIÇÃO DE CAUSAS PARA A MUDANÇA DE COMPORTAMENTO DAS CHEIAS

5.4.1 Análise de Mudanças estruturais das variáveis explicativas

Os resultados apresentados nesta seção reproduzem os métodos utilizados nas séries de *AMF*, aplicando-se às variáveis explicativas consideradas (Tabela 4.2)⁶. Considerou-se, primeiramente, as variáveis explicativas da componente bacia hidrográfica, em espacial as vazões médias anuais (*AAF*). Saltos foram observados em 33 estações entre 1972 e 1976 (Figura 5.22a). Em 17 estações também foram observadas reduções bruscas de vazões entre 1982 e 1997. Em 15 locais apesar de não terem sido observadas mudanças no comportamento das cheias, isso ocorreu com as vazões médias. Ou seja, apesar de as condições da bacia serem desfavoráveis para ocorrência de cheias antes de 1973 nesses locais (em virtude, por exemplo, de baixos níveis dos aquíferos, como é indicado pelas reduzidas vazões médias), outros fatores contribuíram para que nas séries disponíveis as cheias tenham tido magnitude normal nesses locais (por exemplo, precipitações intensas em escalas de tempo menores).

⁶ Resultados parciais desta etapa foram apresentados e publicado nos anais do 1º Encontro Nacional de Desastres (Santos et al., 2018a) e estão anexados a este documento. Os resultados aqui apresentados também fazem parte de publicação submetida ao *Hydrological Processes*. A versão submetida ao jornal também foi anexada a este documento.

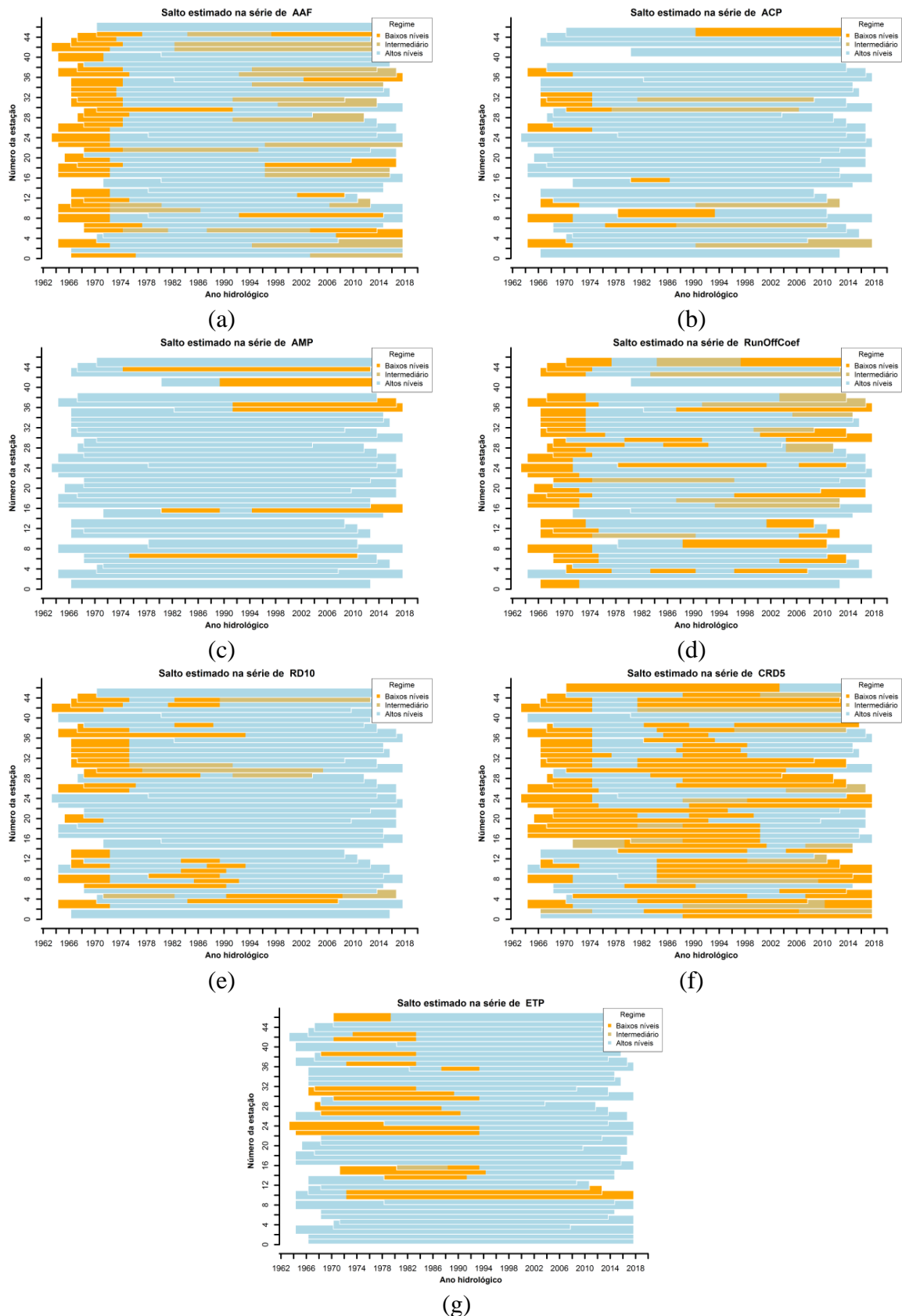


Figura 5.22. Panorama regional dos saltos observados em variáveis hidro-climatológicas relacionadas com as cheias: (a) vazão média anual; (b) precipitação acumulada anual; (c) coeficiente de *runoff* anual; (d) precipitação máxima anual; (e); número de dias com pelo menos 10 mm de chuvas; (f) episódios com ao menos 5 dias consecutivos de chuvas; (g) evapotranspiração potencial estimada com a equação de Hargreaves.

Na Figura 5.22, observa-se, ainda que, dentre os locais afetados pela construção da UHE Manso, em três deles também foram observados saltos nas vazões médias. Isso sugere que apesar de o impacto principal do reservatório ter sido observado nas cheias (que foi um dos propósitos da construção e operação do reservatório), sua entrada em operação também pode haver provocado mudanças do comportamento das vazões médias. Isso indica, por sua vez, que uma combinação dos efeitos da entrada em operação do reservatório (aumento da evaporação direta do reservatório, por exemplo) e variabilidade natural (forçantes atmosféricas, da bacia e do rio) contribuem com a observação de saltos negativos das vazões em torno do ano 2000.

As vazões ao início do ano hidrológico (Q_0) e a vazão no i -ésimo meses antes da ocorrência da vazão de pico ($Q_{Anterior}$) também apresentam visualmente um padrão de mudanças muito parecido com aquela das vazões médias anuais. Isso é esperado, considerando-se, por exemplo, que o coeficiente de correlação entre as variáveis é superior a 0,95. Em função da forte sazonalidade da hidrologia regional, a Q_0 é usualmente observada após longo período de estiagem e é formada basicamente de vazão de base. Sendo assim, entende-se ser razoável assumir que as vazões médias podem ser utilizadas como indicadoras da umidade antecedente na bacia (Brutsaert, 2008).

Os fatores físicos que possivelmente contribuem com essa semelhança entre as dinâmicas das vazões médias e as vazões máximas são a acumulação da água nos reservatórios superficiais de água, longos períodos de concentração nas áreas de planície pantaneira (Collischonn et al., 2001), escoamentos muito lentos, reduzido gradiente na bacia (Pupim et al., 2017) e área das bacias estudadas (Collischonn et al., 2001) podem estar associados à formação das cheias. Os pontos em que essa variável não apresenta importante correlação são localizados nos trechos onde a área de drenagem é menor. Além disso, essa região está à montante do Pantanal, cujas características hidráulicas contribuem mais com essa dependência serial (resultado da formação de reservatórios de acumulação naturais). A boa correlação da vazão observada ao início do ano hidrológico Q_0 apresenta a mesma justificativa, uma vez que também reflete nas condições de armazenamento de água da bacia como resultado dos processos hidrológicos observados no ano anterior.

Em relação à precipitação acumulada anual (ACP), em geral ela respeita o padrão observado da AAF . Contudo apresenta alguma antecipação em relação aos saltos, além de serem menos frequentes. Foram observados saltos em 11 bacias entre o final dos anos 1960

e início dos anos 1970 (Figura 5.22(b)). Regionalmente, ocorreram com mais frequência na bacia do alto rio Paraguai, Cuiabá e Taquari, onde, com base nos dados de precipitação, verifica-se maior volume médio anual. Com relação às chuvas, ainda que seu efeito seja menos perceptível nessa análise das séries históricas, em virtude do tamanho das áreas de estudo consideradas, pequenas alterações nas precipitações podem implicar em grandes mudanças no comportamento das vazões (Collischonn et al., 2001).

Combinando os efeitos da *ACP* e da *AAF*, os coeficientes de *runoff* anuais (*ROC*) obedecem a um padrão semelhante, com mudanças observadas nos anos 1970 e 1990. Sugere-se que a redução das chuvas foi acompanhada por uma redução da produção de escoamento superficial na bacia. Essas mudanças da variável *ROC* pode ser induzido por causas naturais ou atividades humanas. O primeiro caso ocorreria, por exemplo, se após um período prolongado de secas, a umidade reduzida do solo pudesse aumentar significativamente os processos de infiltração no solo e, assim sendo, reduzir a formação de escoamento na superfície do solo em episódios de chuvas (Hughes et al., 2012; Silberstein et al., 2012). O segundo caso, quando mudanças do *ROC* são induzidos por atividades humanas, poderia ocorrer em virtude da substituição de áreas de florestas por áreas voltadas para agricultura e pecuária, considerando-se que isso provocaria potencialmente uma redução das perdas por interceptação e evapotranspiração, o que, conseqüentemente, favoreceria a formação de escoamentos superficiais (Collischonn et al., 2001; Galdino et al., 2002). Além disso, as perdas por infiltração para áreas mais profundas do solo poderiam aumentar nesses casos, o que poderia compensar o aumento do *ROC* provocado pela redução da interceptação e evapotranspiração.

Estudos anteriores na bacia especulam que as mudanças observadas nas vazões poderiam estar associadas a mudanças do uso do solo. Essas especulações são baseadas no fato de que entre meados dos anos 1970 e dos anos 1980, a bacia do rio Taquari (uma das principais sub-bacias que contribuem para a área de estudo) observou uma grande evolução das áreas destinadas à agropecuária (Collischonn et al., 2001; Galdino et al., 2002). Contudo, limitações dos dados são fatores que dificultam uma afirmação mais categórica nesse sentido.

Por outro lado, a observação da Figura 5.22 sugere que existe uma relação entre as mudanças dos coeficientes de superficial e fatores atmosféricos, uma vez que existe uma relação entre *PAA*, *AAF*, *AMF* e *ROC* que é consistente com os processos naturais de

mudanças de *ROC*, ou seja, que as mudanças do balanço hídrico podem ter sido provocados por períodos prolongados de secas. Se períodos prolongados de secas e elevadas temperaturas podem provocar mudanças nos processos de formação de escoamentos superficiais (Barria et al., 2015; Hughes et al., 2012; Silberstein et al., 2012; Xu et al., 2014), análises mais aprofundadas dessas variáveis devem ser realizadas com o propósito de atribuir de forma mais consistente as mudanças observadas a fatores naturais ou antropogênicos.

Com relação às precipitações máximas anuais, a Figura 5.22d mostra que o padrão de precipitações intensas não reproduz as mudanças observadas anteriormente. Isso indica que as precipitações intensas são menos importantes na formação das cheias do que as chuvas acumuladas (sazonais e anuais) e o volume de água acumulado na bacia. Da mesma forma, as chuvas observadas nos 30 dias que antecedem a vazão de pico também apresentam padrão muito distinto das cheias (gráfico apresentado no apêndice). Essa constatação é reforçada, por exemplo, observando-se que é comum que as precipitações máximas anuais ocorram meses antes ou depois das cheias anuais na área de estudo.

Essa constatação não descarta o uso das chuvas intensas e sazonais como preditoras das vazões no curto prazo. Ao extrair, a componente de baixa frequência e sazonais, essas variáveis podem ser utilizadas nas previsões de curto prazo das vazões de pico, ainda que seu padrão de oscilação de longo prazo não guarde relação com aquele das vazões de pico.

Quando observado o padrão de distribuição das precipitações por meio do número de dias com pelo menos 10mm de chuva (Figura 5.22e), ele apresenta um padrão semelhante àquele das cheias anuais. Em 21 locais, foram observadas mudanças entre o final dos anos 1960 e início dos anos 1970 e alguns saltos negativos foram observados durante os anos 1980 e 1990. Em 20 locais, nenhum salto foi observado nesse parâmetro. Em 21 estações, esse mesmo padrão é repetido quando se avaliam o número de episódios com pelo menos 5 dias consecutivos de chuvas (Figura 5.22f). Deste modo, esses gráficos indicam que as chuvas não foram necessariamente mais intensas, por exemplo, no período entre 1985 e 1995 indica que a quantidade de dias chuvosos e o número de episódios consecutivos de chuvas nesse período foram maiores. Isso sugere uma atuação mais significativa de sistemas frontais na região durante esse período, que estão associados a dias consecutivos de chuvas mais do que precipitações intensas. Sugere ainda que a atuação de sistemas convectivos contribui menos com a formação das cheias na região.

Por fim, a Figura 5.22(g) apresenta os resultados das mesmas análises para os dados de evapotranspiração potencial (ETP). Esse resultado sugere que mudanças de comportamento da ETP, também foram observados em 17 locais que apresentaram períodos prolongados de ETP abaixo do normal em alguns locais da bacia no período de 1972 até meados finais dos anos 1980. Esse período foi aquele que, em média, as cheias mais extremas foram observadas na bacia. Sendo assim, essa variável também se mostra como potencial candidata a preditora do comportamento das cheias.

Sumarizando, as variáveis que apresentam comportamento semelhante àquele das cheias e que provavelmente apresentam umnexo causal com as chuvas estão associadas à bacia (vazões médias – como indicadoras da umidade antecedente; evapotranspiração potencial; e balanço hídrico na bacia – coeficiente de *runoff*) e atmosfera (chuvas acumuladas anuais; e padrão temporal das chuvas). As chuvas intensas e de curto prazo não apresentam padrões semelhantes de oscilações de baixa frequência, porém, podem ser consideradas como preditoras das vazões em curto prazo.

Esses resultados sugerem prognósticos para o comportamento do clima futuro, por exemplo, em um cenário de mudanças do clima. Na análise de eventos extremos na bacia do rio La Plata, cenários futuros de mudanças climáticas na região indicam a intensificação de eventos extremos de precipitação, o que é mais evidente na parcela sul da bacia (Cavalcanti et al., 2015). Essa parcela não corresponde exatamente à área de estudo, contudo, cobre a parte localizada mais próxima à estação de Porto Murtinho. Esses mesmos cenários, porém, indicam uma redução da frequência de eventos de precipitação moderada e fraca (Cavalcanti et al., 2015). Este último poderia sugerir uma redução das vazões médias como resultado da diminuição dos episódios de precipitação.

Por outro lado, Sordo-Ward et al. (2017) produziram prognósticos de comportamento climático para a bacia do rio La Plata, utilizando-se o modelo de circulação regional ETA-HadGEM2. Os resultados sugerem um aumento da frequência de ocorrência de *secas* para o período de 2011-2040 na região do alto rio Paraguai. Especificamente do lado brasileiro da bacia, as projeções para esse período são de reduzidas precipitações e o aumento da evapotranspiração potencial. Para os períodos subsequentes (2041-2070 e 2071-2100), existe uma tendência de retorno da precipitação e evapotranspiração potencial aos níveis climatológicos atuais ou pouco superiores, o que reforça a existência de oscilações de baixas frequências nas variáveis hidrológicas da área de estudo.

Esses resultados podem sugerir que ao longo do período de 2011-2040, as perdas por evapotranspiração e as reduzidas precipitações fariam com que a umidade antecedente na bacia fosse menor que os valores observados atualmente e os volumes sazonais e anuais de precipitação também, ao aproximar do período de 2011-2040 do comportamento observado ao longo dos anos 1960 na área de estudo. Como as precipitações sazonais tenderiam a reduzir e a evapotranspiração a aumentar, isso também poderia ocorrer com vazões médias anuais e, conseqüentemente, com as cheias. Esses resultados são consistentes com Marengo et al. (2016), que ao utilizar esse mesmo modelo chega às mesmas conclusões. Contudo, esses últimos afirmam que o sinal das simulações por conjunto dos modelos CMPIP3 e CMPIP5 apresenta grande dispersão, sugere-se ainda cautela na utilização desses prognósticos (Marengo et al., 2016).

5.4.2 Variáveis explicativas e modelos lineares

Nesta etapa, foram ajustados modelos de regressão linear simples para selecionar dentro das categorias de regimes de chuvas, quais delas devem ser testadas no modelo GEV. O modelo GEV não estacionário foi definido com base no BIC e, dessa forma, vários ajustes de distribuições de probabilidades tiveram de ser feitos, o que consumiu tempo computacional.

Essa busca preliminar das variáveis auxiliou a redução do número de modelos a serem testados. Por exemplo, considerando-se as chuvas acumuladas em X dias anteriores às cheias, o valor de X poderia ser 5, 15, 30, 45 ou 60 dias. Os modelos lineares auxiliaram, portanto à definição desses valores de X por meio da contagem de em quantas estações, o valor de X é significativamente correlacionado com os dados das vazões máximas anuais (AMF). Por conseguinte, ao invés de cinco variáveis, apenas uma foi utilizada na etapa seguinte.

O resultado dessa primeira formulação é apresentado na Tabela 5.5. Nela, é feito um sumário do número de vezes que uma relação significativa foi estabelecida entre a vazão máxima anual e a variável apresentada no cabeçalho da tabela, considerando-se um limiar de 0,05 para o p-valor do modelo de regressão linear. Em todos os casos em que o p-valor foi menor que 0,05, o coeficiente da relação foi positivo. A exceção foi a variável ETP que apresenta correlação negativa com dados de cheias.

Tabela 5.5. Número e fração de estações em que uma relação linear significativa foi estabelecida entre a cheia máxima anual e a variável apresentada no cabeçalho, para um p-valor de 0,05.

Unid	AAF	CP45	ACP	RD10	CP60	RD50	RD25	CP30	RD5
#	41	28	27	26	25	25	24	22	22
%	100,0	68,3	65,9	63,4	61,0	61,0	58,5	53,7	53,7
Unid	AAF_1	CRD5	ROC	CP15	CRD8	RD1	CRD3	InitF	RD100
#	19	16	15	14	14	13	13	12	12
%	46,3	39,0	36,6	34,1	34,1	31,7	31,7	29,3	29,3
Unid	CRD10	CP5	ACP_1	MP45	MP30	MP60	AMP	ETP	MP15
#	9	7	6	6	5	5	4	3	3
%	22,0	17,1	14,6	14,6	12,2	12,2	9,8	7,3	7,3

Analisou-se regionalmente, tanto as variáveis atmosféricas como a variável da bacia são relevantes preditoras das cheias. Com relação à bacia, a *AAF*, a *AAF_1* e o *ROC* são as variáveis que frequentemente podem ser ditas preditoras das cheias na área de estudo. Com relação à componente atmosférica, a precipitação acumulada anual (*ACP*), a chuva acumulada 45 dias antes da vazão de pico (*CP45*), o número de dias chuvosos com pelo menos 10 mm de chuva (*RD10*) e a quantidade de dias com 5 consecutivos de chuvas (*CRD5*) são as mais relevantes dentro de cada categoria. Como esperado, as chuvas intensas são irrelevantes.

5.4.3 Ajustes da distribuição de valores extremos não estacionária

Neste tópico, a distribuição de valores extremos GEV foi utilizada para auxiliar no processo de atribuição de mudança de comportamento das cheias e como uma forma de previsão do pico das cheias. No primeiro ajuste da distribuição GEV, consideram-se apenas as variáveis que apresentavam relação com oscilações de baixa frequência. O uso dessas variáveis, além de explicar as oscilações de longo prazo, permite também a construção de um prognóstico de vazões já ao final do ano hidrológico do ano anterior para as cheias do ano seguinte (Figura 5.23). No caso em que as variáveis climáticas são relevantes, as previsões podem ser feitas a partir de dezembro do ano anterior para o ano seguinte. Sabendo que as cheias na área de estudo ocorrem com maior frequência em março, em média a previsão possibilita um horizonte de previsão de dois meses nas menores bacias. Nas estações situadas no médio curso do rio Paraguai, as cheias são observadas com mais frequência entre maio e julho. Nesses casos, a previsão teria um

horizonte de cinco a sete meses. No baixo curso do rio, na estação Porto Murinho, isso possibilita uma antecipação de 11 meses.

Na segunda etapa, foram ajustadas as variáveis associadas às precipitações. Essas últimas são variáveis úteis no monitoramento de mais curto prazo (Figura 5.24). Ainda que muitas vezes essas variáveis não auxiliassem na explicação das mudanças de longo termo das séries históricas, permitem melhorar a previsibilidade das chuvas em intervalos curtos de tempo. Utilizando o BIC como critério de definição das variáveis a serem utilizadas nos modelos não estacionários, a bacia hidrográfica é um importante indutor de mudanças de comportamento hidrológico em 42 estações fluviométricas. As principais variáveis são a vazão no ano anterior (AAF_{-1}) e o balanço hídrico do ano anterior (ROC). Ou seja, a umidade antecedente é a principal variável preditiva dos modelos de máximas.

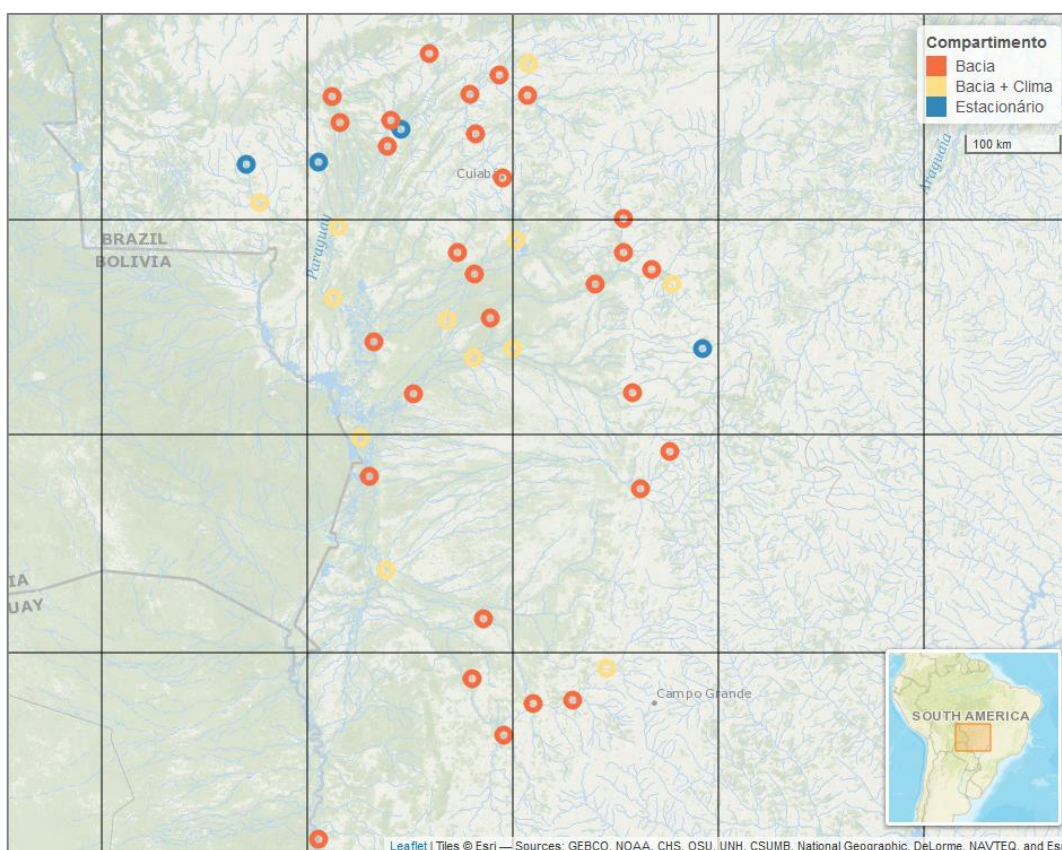


Figura 5.23. Principais classes de parâmetros que produzem mudanças nos indicadores de posição da distribuição Gumbel na área de estudo, considerando-se apenas as variáveis do clima e da bacia hidrográfica.

O clima relevante é variável em 13 locais. Esses locais são situados predominantemente ao norte da área de estudo, no rio Cuiabá e na calha principal do rio Paraguai, em seu médio e baixo curso. Os índices climáticos mais relevantes são o Índice de Oscilação Sul (SOI) e a

Oscilação Decenal do Pacífico (*PDO*). Na parcela norte da bacia, as precipitações são mais abundantes, e ocorrem por influência do sistema de monções da América do Sul, cuja umidade provém predominantemente da floresta Amazônica (Marengo et al., 2012). Essa região é especialmente influenciada pelos sistemas Niño (Cavalcanti et al., 2015) e por isso, entende-se que as vazões também sofrem influência desses indicadores climáticos.

Três das estações cujo comportamento foi estacionário estão localizadas no alto rio Paraguai e uma no alto rio São Lourenço. As estações apresentam área de drenagem pequena quando comparada à média das estações, apresentando no máximo 3.620 km². Este último resultado é coerente com aquele apresentado no capítulo anterior, que sugere que bacias maiores são mais sujeitas na área de estudo a apresentarem comportamento não estacionário.

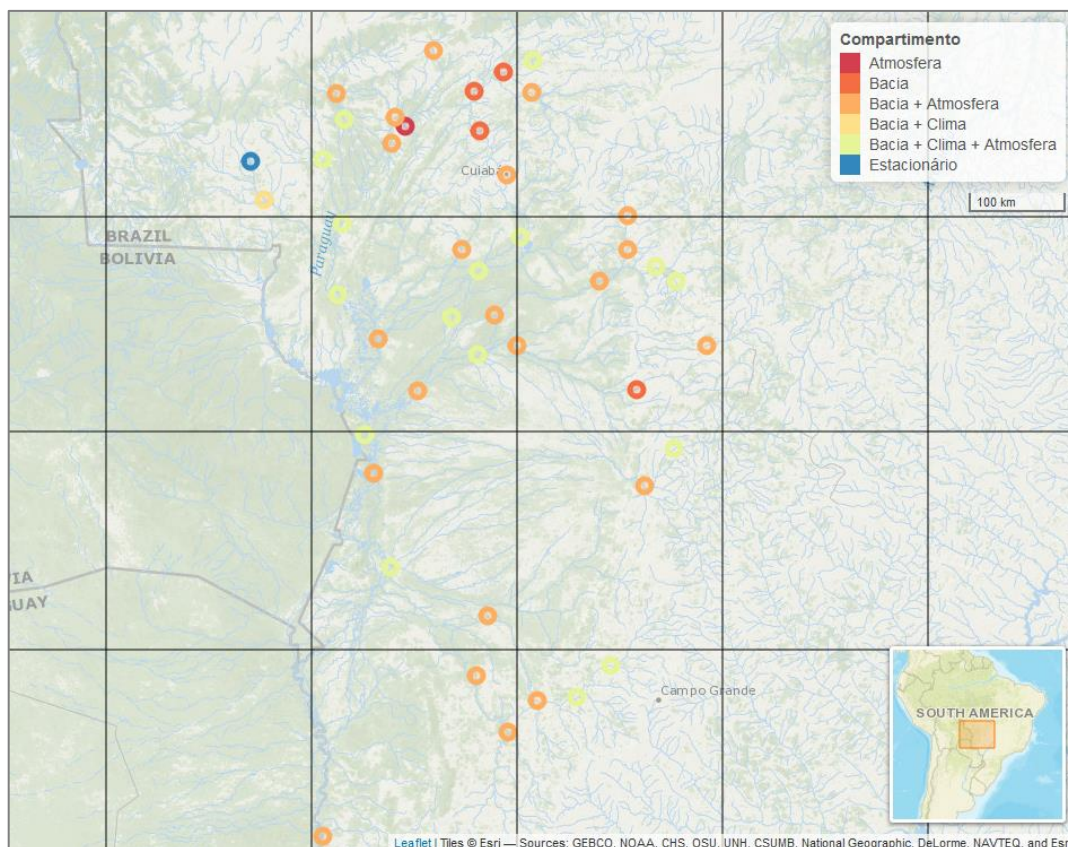


Figura 5.24. Principais classes de parâmetros que produzem mudanças na posição da distribuição Gumbel na área de estudo, considerando as variáveis do clima, da bacia hidrográfica e da atmosfera.

Quando as variáveis atmosféricas são incluídas na análise, em 35 locais elas melhoram significativamente os modelos de previsão. Essa melhoria da previsão ocorre de modo generalizado na área de estudo e em um local, as chuvas ainda assim são estacionárias. As

variáveis mais importantes dos ajustes são aquelas definidas no item anterior: *ROC*, *AAF_1*, *CP45*, *RD10* e *CRD5*. Além disso, as variáveis climáticas mais importantes foram os índices *SOI* e *PDO*. Os resultados detalhados do ajuste não estacionário podem ser observados por meio da Figura 5.25. Nesta figura, são apresentados exemplos de ajustes das variáveis da bacia, do clima e da atmosfera no modelo GEV não estacionário (nos casos em que o valor do parâmetro de forma κ aproxima-se significativamente de zero, utilizou-se a função distribuição Gumbel, conforme indicado nas figuras). Nela, são mostrados os resultados da validação cruzada *leave-one-out*, conforme descrito na metodologia. Os resultados para todas as estações analisadas são apresentados no Apêndice.

Na Figura 5.25, o único parâmetro modelado por meio de regressões múltiplas foi o parâmetro de posição. Dessa forma, as vazões de 100 anos de tempo de retorno estimadas por meio do modelo não estacionário oscilam em torno das vazões que foram estimadas por meio dos modelos GEV estacionários. O modelo não estacionário evidencia uma oscilação substancial do risco de cheias na área de estudo. Em alguns locais, a cheia associada ao período de retorno de 100 anos variou em mais de 50% em menos de 10 anos, entre meados dos anos 1970 e início dos anos 1980. Esse é o caso, por exemplo, da estação mais à jusante da área de estudo, a estação Porto Murinho (Figura 5.25(e)). Nessa estação, tanto fatores relacionados ao conteúdo de umidade antecedente, quanto àqueles relacionados ao clima e às chuvas influenciaram nas mudanças no comportamento do risco das cheias.

Com relação à previsibilidade das cheias, observa-se ainda que o período de retorno de 2 anos, equivalente à mediana da previsão, acompanha a tendência geral das cheias observadas em todos os locais estudados. Mais uma vez, empregando-se como exemplo a estação Porto Murinho, é interessante observar que as cheias observadas e previstas pelo modelo não estacionário são muito próximas e indica, assim, que o modelo apresenta uma boa previsibilidade nesse ponto com mais de 11 meses de antecedência. Os locais onde a previsão apresenta melhor assertividade são as sub-bacias dos rios Taquari, Correntes e São Lourenço. Nessas regiões é que ocorrem os maiores “mega-leques” típicos da formação geológica do Pantanal (Assine, 2005; Assine et al., 2015, 2014; Pupim et al., 2017). Nesses locais, pode-se constatar a importância dos reservatórios naturais de água e seu efeito sobre a previsibilidade das cheias na bacia.

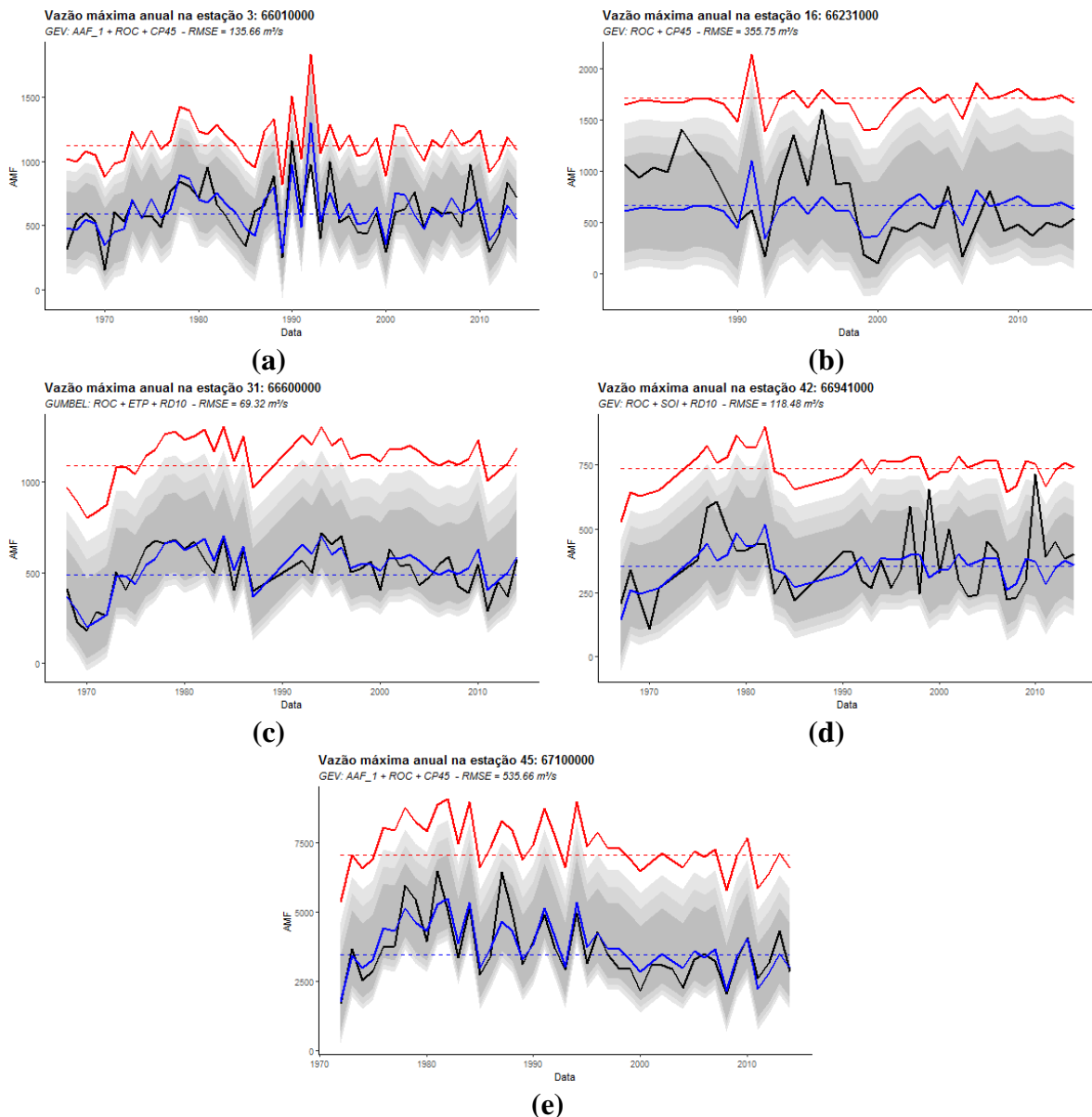


Figura 5.25. Comparação dos ajustes estacionários e não estacionários da distribuição de Gumbel em cinco locais selecionados na área de estudo. Linhas pretas sólidas representam as séries temporais observadas; linhas tracejadas azuis e vermelhas representam níveis de cheias para os períodos de retorno de 2 e 100 anos, respectivamente, no ajuste estacionário; faixas alaranjadas largas representam o intervalo de predição de 95% no ajuste estacionário; linhas sólidas azuis e vermelhas representam inundações para períodos de retorno de 2 e 100 anos, respectivamente, no ajuste não estacionário; e faixas azuis claras largas representam o intervalo limitado entre os quantis de 2,5% e 97,5% no ajuste não estacionário. No subtítulo de cada figura, as variáveis mais relevantes do ajuste são mostradas.

5.4.3.1 Análises adicionais sobre a seleção de modelos

Um dos questionamentos que emerge a partir da utilização dos critérios de informação (AIC ou BIC) na definição do modelo não estacionário de cheias é se selecionar dentre 127 modelos apenas aquele com menor BIC, descartando 126 possibilidades, seria a melhor abordagem. Ressalte-se que 127 é número total de combinações das variáveis preditivas

consideradas que resultou nas melhores previsões apresentadas na Figura 5.25. Burnham e Anderson (2002) sugerem que, para ranquear melhores modelos, os critérios de informação podem ser ordenados e o valor do BIC mínimo pode ser subtraído de todos os BICs (definindo-se Δ_i , conforme a Equação (5.1)). Dessa forma, o menor BIC-relativo (Δ_i) é igual a zero e os demais correspondem à distância ao menor BIC. Esse mesmo procedimento descrito poderia ser adotado caso outros critérios de informação fossem utilizados, como o de Akaike – AIC.

$$\Delta_i = BIC_i - BIC_{Min} \quad (5.1)$$

Uma regra simples que os referidos autores sugerem é que, caso Δ_i seja menor que 2, os modelos nessa faixa também deveriam ser considerados. Entre 2 e 7, os modelos apresentam menos suporte, e caso Δ_i seja maior que 10 há mais segurança ao descartar os modelos. Levando-se em consideração essa sugestão, construiu-se a Figura 5.26 onde são apresentados os valores de Δ_i (barras verticais em cinza) para cinco estações selecionadas (as mesmas da Figura 5.25, com exceção da estação 16 que foi substituída pela estação 09 no painel (b)). Por meio dessa figura observa-se que cerca de 3 a 4 modelos são inseridos no intervalo entre $\Delta_i < 2$ por cada estação (intervalo delimitado pela linha horizontal vermelha). Observa-se também que, de fato, apenas no caso da estação 09 (Figura 5.25(b)), o modelo estacionário é o de menor BIC. Em nenhum outro caso, além da estação 09, o modelo estacionário é ranqueado entre abaixo da linha vermelha.

No caso da estação Porto Murтинho, tomada novamente como exemplo, quatro modelos estão no intervalo dos melhores modelos. Esses quatro modelos são combinações das variáveis AAF_1, ROC, RD10, CP45 e ETP, sendo considerado melhor aquele com as variáveis de entrada AAF_1, ROC e CP45. Ou seja, as variáveis que explicam as mudanças de comportamento de longo prazo na estação Porto Murтинho são todas associadas a uma dependência serial e ao regime sazonal de chuvas. Essas considerações adicionais acerca da seleção de modelos sugerem que outras possibilidades podem ser avaliadas. Contudo, a exemplo do que ocorre em Porto Murтинho, os melhores modelos nas estações são, em geral, combinações das mesmas variáveis. Considerando-se todas as variáveis que se encontram no intervalo $\Delta_i < 2$ para cada estação e concebendo uma subdivisão da área de estudo em Alto rio Paraguai, rio Cuiabá, rio Correntes/São Lourenço, rio Taquari, Aquidauana e baixo rio Paraguai foi construída a Figura 5.27. Nesta figura, é apresentada a frequência com que as variáveis aparecem nos modelos dentro do intervalo $\Delta_i < 2$ em cada sub-divisão da bacia. Por meio dessa figura, observa-se que a umidade

anterior é variável explicativa das mudanças observadas em quase todas as subdivisões (indicada pelas colunas verdes). No rio Taquari as variáveis associadas às chuvas são predominantes (colunas em laranja), sugerindo que ali processos que operam no curto-prazo são mais relevantes que aqueles que atuam em escalas de tempo maiores que a anual. Sugere ainda que as variáveis climáticas associadas a padrões de teleconexões (colunas roxas) são as menos relevantes na bacia, mas a bacia do alto Paraguai é aquela em que existe maior influência dessas variáveis.

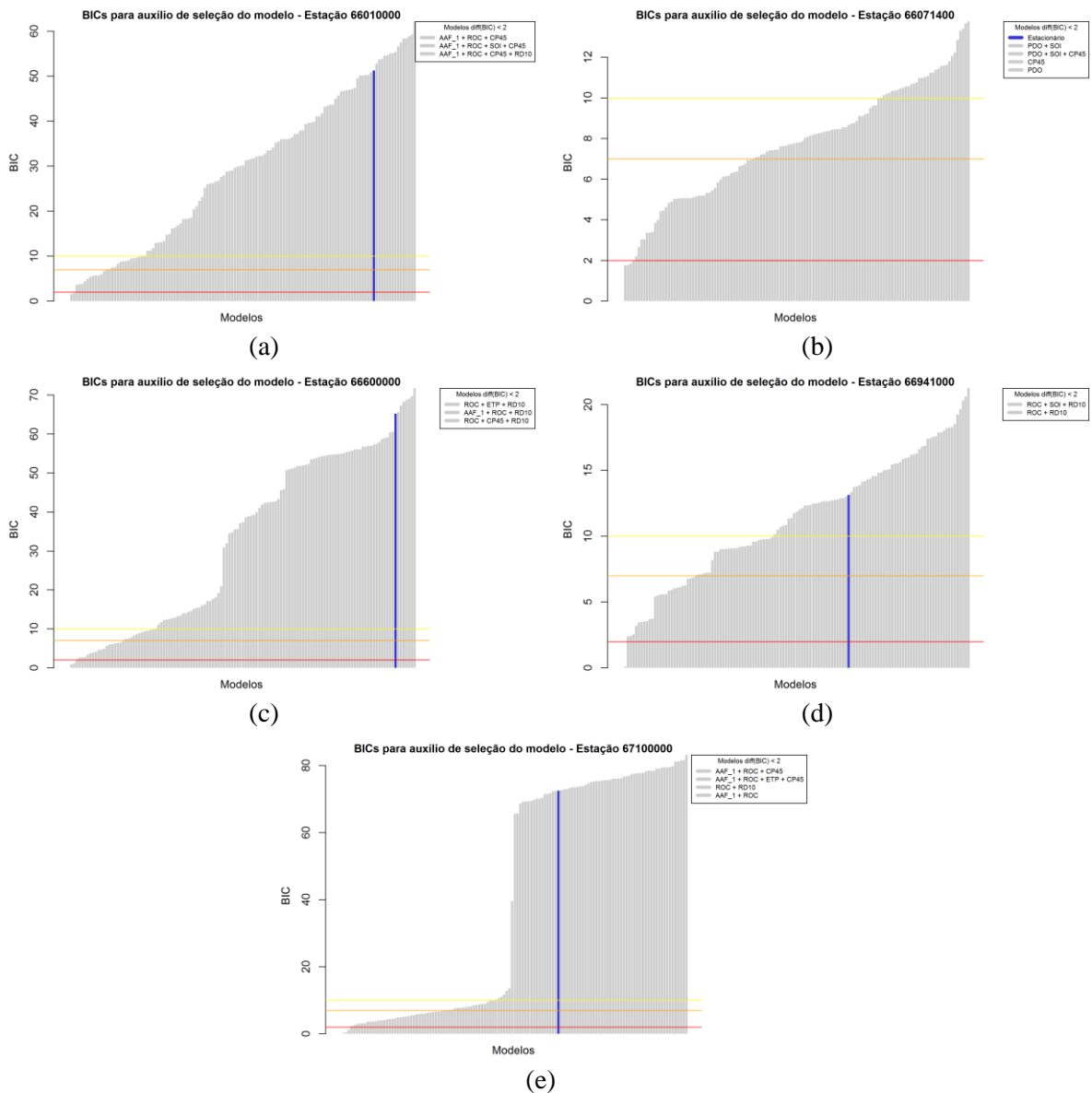


Figura 5.26: Classificação dos modelos em função do BIC relativo (ou Δ_i) em cinco locais selecionados na área de estudo. As três linhas horizontais (em vermelho, laranja e amarelo) representam os limiares de Δ_i sugeridos (iguais a 2, 7 e 10, respectivamente). As barras cinza verticais indicam os Δ_i para cada um dos 127 modelos estudados por estação. A barra azul representa o modelo estacionário. Na legenda são apresentados os modelos em que $\Delta_i < 2$.

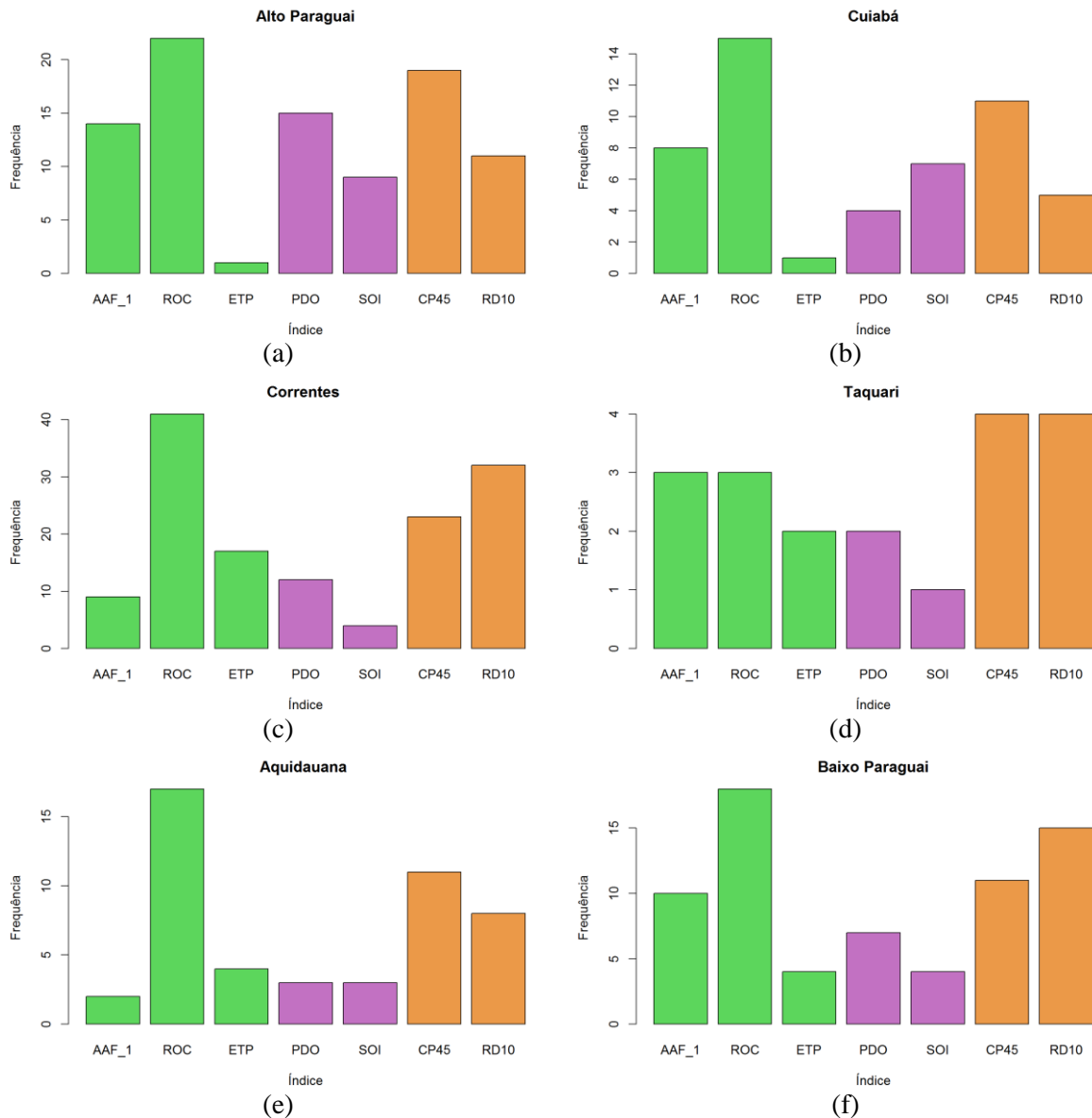


Figura 5.27: Predominância das variáveis explicativas por sub-bacias (as cores das barras variam conforme o compartimento a que ela pertence – verde para as variáveis associadas à bacia hidrográfica; roxo para as variáveis associadas ao clima; e laranja para as variáveis associadas a comportamento atmosférico de mais curto prazo).

Em suma, acredita-se que o critério adotado baseado no menor valor de BIC é adequado para seleção de um modelo estatístico que descreve as cheias anuais. Contudo, a adoção desse critério não exclui a possibilidade de adoção de outros. De forma geral, também se entende que as estações da área de estudo se comportaram de tal forma que os melhores modelos (segundo critério proposto por Burnham e Anderson, 2002) são combinações das mesmas variáveis. A análise proposta auxilia também o processo de atribuição de mudança das cheias, indicando-se quais compartimentos são mais frequentes dentre aqueles considerados os melhores para se descrever o comportamento não estacionário das cheias. Neste diagnóstico, mais uma vez, foi demonstrada a importância da umidade antecedente

na formação das cheias e, em alguns locais, de processos que operam em escalas de tempo mais curtas, como é o caso da bacia do rio Taquari.

5.4.4 Simulação a partir de modelo de distribuição de valores extremos

Na Figura 5.28 são apresentados gráficos de *boxplots* de algumas estatísticas das séries simuladas de *AMF* utilizando-se o modelo GEV não estacionário o que incorpora as variáveis da bacia, índices climáticos e dados de chuvas. Essas estatísticas são as vazões máximas medianas, desvio padrão, Q90% (*AMF* com 90% de permanência) e a assimetria. Como todas as variáveis foram centralizadas (subtraindo-se a estatística observada) e escalonadas (dividindo-se pelo desvio padrão da estatística observada), as mesmas estatísticas observadas são representadas pela linha vermelha horizontal no valor zero.

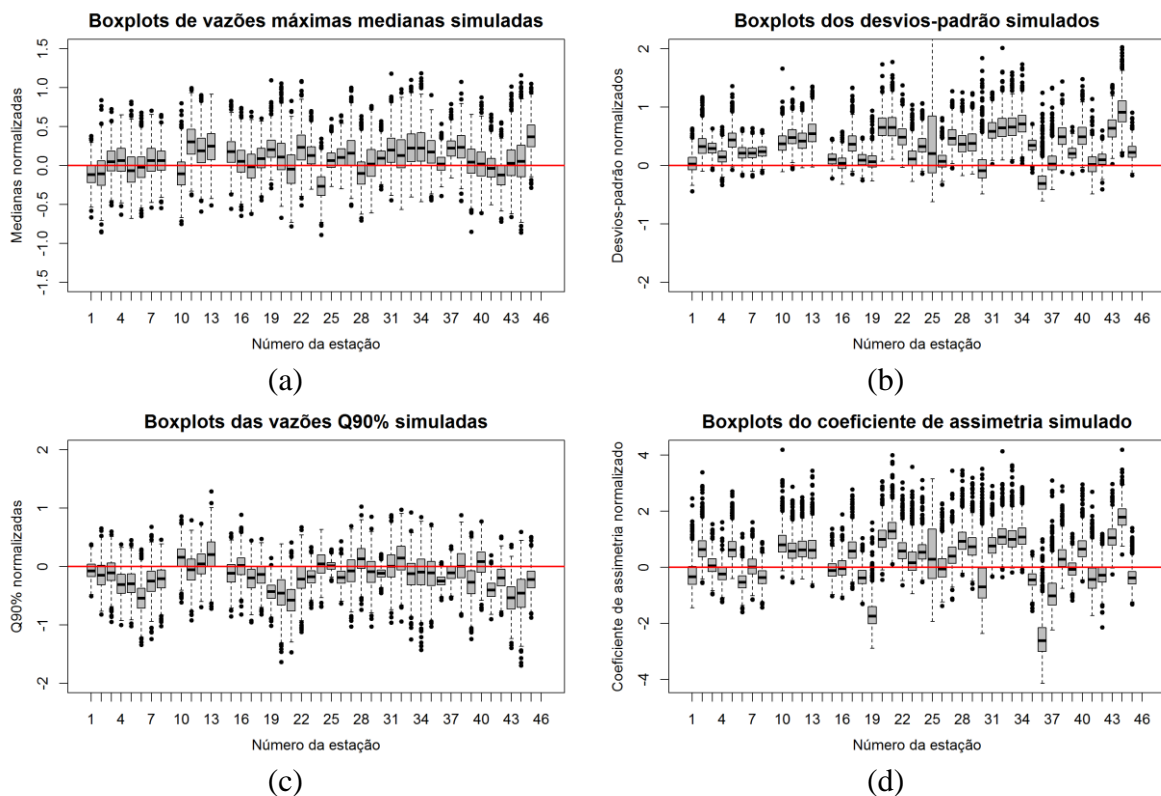


Figura 5.28. Diagrama de caixas das estatísticas obtidas a partir das 1.000 simulações de séries históricas de cheias nas 24 estações analisadas em comparação com o valor observado (indicado pela linha vermelha horizontal): (a) média padronizada; mediana padronizada; (c) desvio padrão padronizado; (d) Q90% padronizada; (e) assimetria relativa.

Em geral, as medianas e Q90% são bem representadas nas simulações, enquanto os desvios-padrão e assimetria desviam mais significativamente dos valores observados. Esses desvios aparentemente não afetam as características distributivas das amostras simuladas, uma vez que os *quantis* de menor frequência (Q90%). Além disso, a dificuldade

de estimar o coeficiente de assimetria já são suficientemente relatados na literatura, o que leva a incertezas tanto com relação à assimetria simulada quanto àquela estimadas por meio das amostras (Martins e Stedinger, 2000). Em geral, as simulações apresentadas simulam bem as características distributivas dessas séries observadas.

Foram comparados ainda os espectros de ondaletas das vazões observadas e da mediana das simulações feitas, utilizando-se o espectro de ondaletas de viés corrigido (Liu et al., 2007). Os resultados são sumarizados na Figura 5.29, onde é apresentado o resultado de ao menos uma análise espectral por sub-bacia. Nessa figura, os espectros observados estão à esquerda de cada painel e os espectros das medianas simuladas estão à direita. Em geral, as características espectrais são bem reproduzidas. Em nenhum caso, as análises de ondaletas puderam reproduzir frequências mais baixas (acima de 12 anos), uma vez que o cone de influência é limitado a esse valor. Contudo, frequências mais altas (de aproximadamente 3 a até 8 anos) são bem capturadas pela simulação proposta.

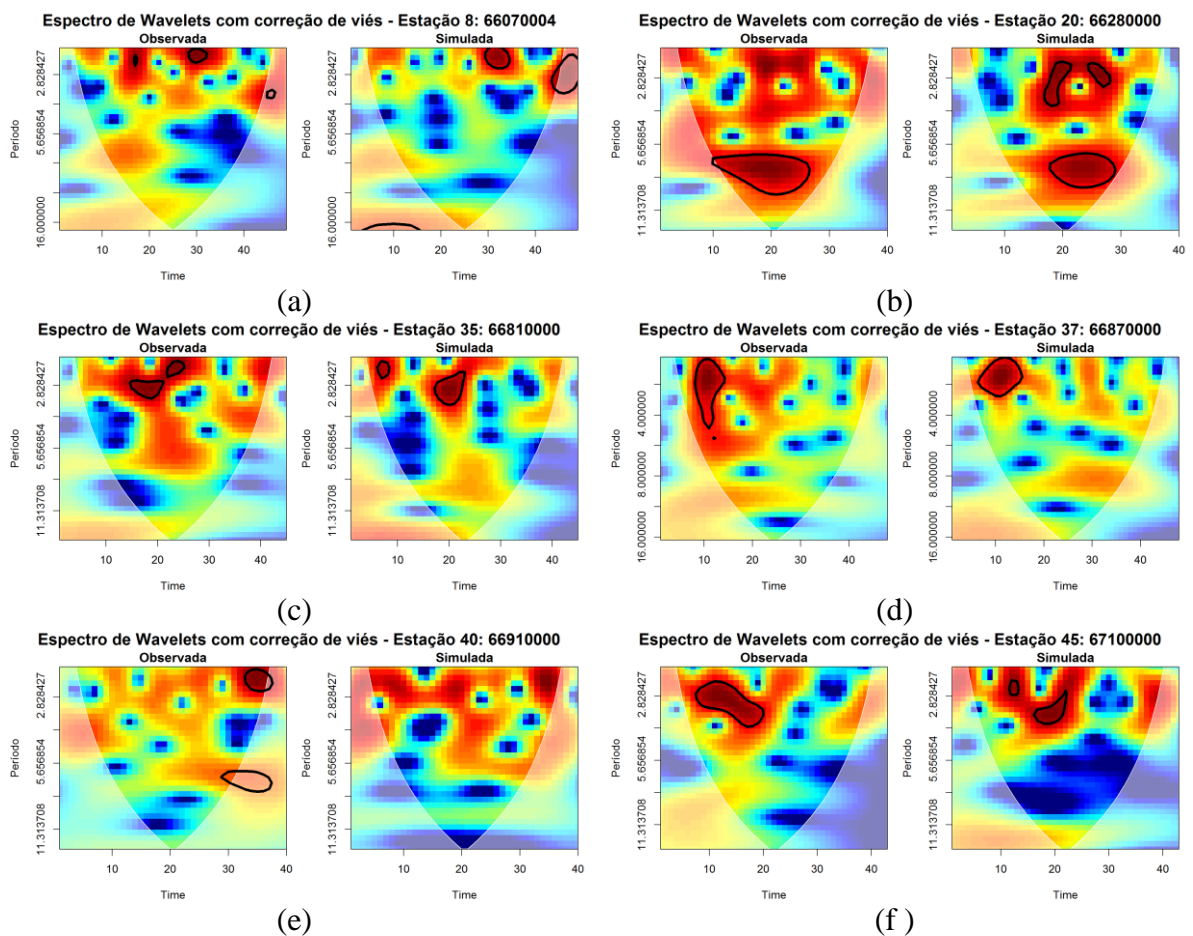


Figura 5.29. Comparação dos espectros de ondaletas observados nas séries de QMax (à esquerda de cada painel) e das medianas das 1.000 séries simuladas (à direita dos painéis): (a): Alto Paraguai; (b): rio Cuiabá; (c): rio Taquari; (d): rio Miranda; (e): médio Paraguai; (f): baixo Paraguai.

5.5 PREVISÃO DE VAZÃO E TEMPO DE PICO NA ESTAÇÃO PORTO MURTINHO - DISTRIBUIÇÕES DE PROBABILIDADE AJUSTADAS AO HIDROGRAMA DE CHEIA ANUAL

Neste capítulo, são apresentados os resultados da previsão de cheias por meio de aproximações do hidrograma utilizando-se as funções de distribuição de probabilidades na estação Porto Murtinho. O capítulo é dividido em 4 partes: na primeira é apresentado o resultado da separação dos escoamentos de base; na segunda, o ajuste das funções de distribuição de probabilidades Beta, Gama e Log-Normal; na terceira é feita uma caracterização dos erros do modelo; e na quarta são apresentados os resultados da previsão.

5.5.1 Separação de escoamento rápido e fluxos de base

Neste item, são apresentados os resultados do processo de separação dos escoamentos de base e, conseqüentemente, as estimativas dos hidrogramas de escoamentos superficiais (HESs). A Figura 5.30 ilustra o processo de definição da constante do filtro utilizado (κ) na estação Porto Murtinho. Nessa figura, é apresentado o resultado da variação de κ entre 0,990 e 0,999. Ao longo dessa faixa, os escoamentos de base passam a ter semelhança com o que seria o fluxo de base esperado de uma separação manual de vazões (critério adotado por Arnold and Allen, 1999). Em média, as vazões de base correspondem a 65% das vazões de pico.

Um critério adicional adotado neste estudo para definição de κ foi fazer com que ao final de cada ano as vazões totais correspondessem apenas a fluxos de base. Ao considerar essa condição, nenhuma das cheias analisadas ultrapassou um ano hidrológico. Ainda que as cheias de um ano possam vir a ter influência em anos posteriores, como resultado da elevação dos aquíferos, considerou-se que os escoamentos rápidos sempre foram nulos ao final de cada ano. Portanto, o valor de κ mais adequado para atender tais critérios em Porto Murtinho foi de 0,997 (o resultado da separação de escoamento de base com esse valor é indicado pela linha vermelha na Figura 5.30).

Vazões observadas e escoamento de base em Porto Murtinho

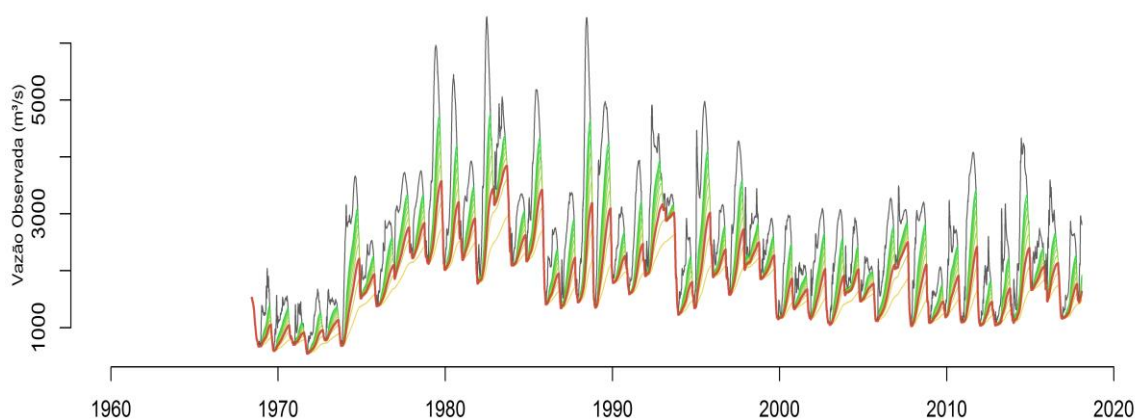


Figura 5.30: Resultado da separação dos escoamentos de base: as linhas verdes indicam diferentes coeficientes α que variam entre 0,990 e 0,999, com destaque para a linha sólida vermelha, em que α é igual a 0,997 (valor utilizado).

Outra forma de exposição dos resultados é apresentada na Figura 5.31. Nela, o hidrograma observado e os HESs são dispostos ano a ano. No eixo das abcissas dessas figuras são apresentados os dias ao longo de cada ano hidrológico. Na Figura 5.31(a) os hidrogramas anuais são exibidos com destaques para as duas maiores cheias do histórico, ocorridas nos anos hidrológicos de 1981/1982 e 1987/1988. Na Figura 5.31(b), são apresentados os HESs, destacando-se também as duas maiores cheias do histórico. Nesta última figura, o tempo foi alterado de forma que os dias das vazões máximas coincidissem com o valor da abcissa zero.

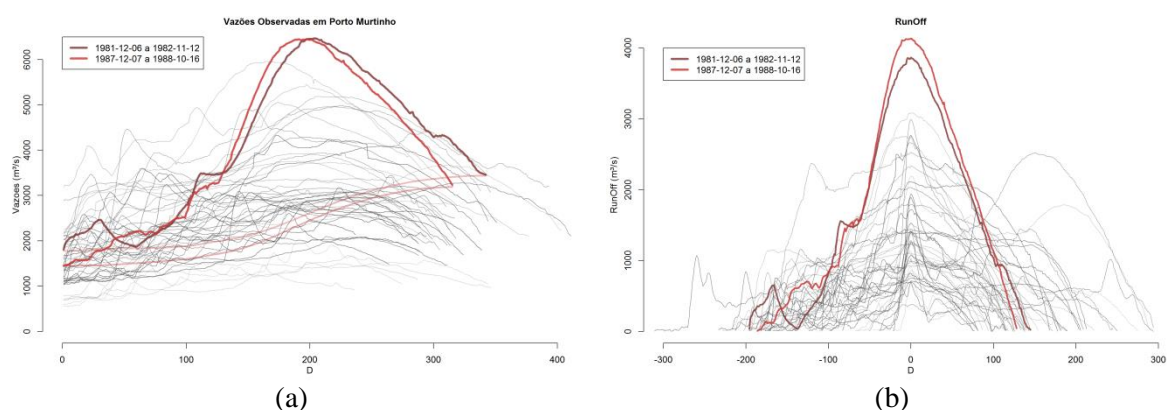


Figura 5.31: (a) Hidrogramas anuais com destaque para as duas maiores cheias do histórico; (b) hidrogramas de escoamento superficiais - HESs.

Resultam do processo de separação dos escoamentos de base, estimativas das durações e dos volumes de cada cheia do histórico. Além destas duas variáveis, também são extraídas informações sobre as vazões ao início da cheia (Q_i); o tempo de pico do HES (t_{pt}); e a vazão de pico do HES (Q_{pt}). Esses parâmetros são comparados entre si, além do tempo de

pico (a partir do início do ano hidrológico - t_p), a vazão de pico (Q_p) na Figura 5.32. Nesta figura, a matriz de correlação dessas variáveis é apresentada em forma gráfica. Um padrão geral identificado emerge desta figura que é a correlação entre as variáveis associadas ao tempo das cheias (duração, tempo de pico e tempo de pico do HES - D , t_p e t_{pt}) e entre as variáveis associadas à magnitude das cheias (volume, vazão de pico e vazão de pico do HES - V , Q_p e Q_{pt}). Existe ainda uma correlação positiva significativa entre o volume das cheias e sua duração. Tal fato é esperado, assim, considera-se ser natural que quanto maior a duração da cheia, maior seu volume.

Outro dado importante da matriz de correlação é que é significativa a correlação entre a vazão de pico (Q_p) e a vazão ao início da cheia (Q_0). Esse resultado é consistente com aqueles apresentados no item 5.3, quando se observou que a condição antecedente na bacia auxilia a previsão das cheias em Porto Murinho. Por fim, outra correlação significativa identificada, contudo neste caso, negativa, foi observada entre a duração das cheias e a vazão inicial. Neste caso, não se vislumbra uma explicação imediata para este fato, fazendo-se necessário aprofundar neste ponto específico em estudos posteriores.

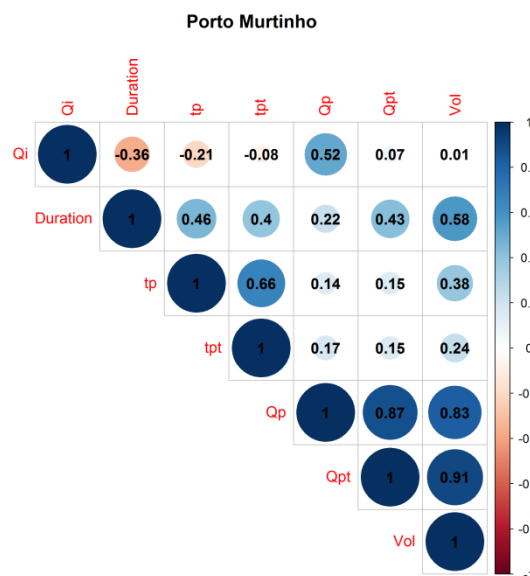


Figura 5.32: Representação gráfica da matriz de correlação das variáveis usadas para gerar o hidrograma adimensional. No gráfico, pontos azuis (vermelhos) correspondem a uma correlação positiva (negativa). O diâmetro da circunferência está relacionado ao valor da correlação, cujos valores são indicados no gráfico (Q_i : vazão ao início do HES; *Duration*: duração do HES; t_p : tempo de pico, desde o início do ano hidrológico; t_{pt} : tempo de pico do HES; Q_p : vazão de pico; Q_{pt} : vazão de pico do HES, após a separação do escoamento de base; *Vol*: volume do HES).

5.5.2 Ajuste de funções de distribuição de probabilidades

Para o ajuste da distribuição de probabilidade, os hidrogramas apresentados devem ser adimensionalizados. Ou seja, a partir dos HESs apresentados na Figura 5.31(b), estes devem ser transformados em sua versão adimensional para que as funções de distribuição de probabilidades possam ser ajustadas. Para isso, utiliza-se dos volumes e duração das cheias, conforme descrito na metodologia. Os resultados dessa transformação são apresentados na Figura 5.33. Da mesma forma que os gráficos anteriores, as maiores cheias do histórico são destacadas com uma linha vermelha sólida (e o hidrograma médio é destacado com uma linha tracejada vermelha). É interessante observar que o processo de adimensionalização fez com que as maiores cheias do histórico deixassem de ser aquelas com maiores picos de vazão adimensional. Isso reflete a importância do volume da cheia na formação das vazões de pico, assim como já havia sido antecipado na Figura 5.32 pela correlação entre Q_p e Vol .

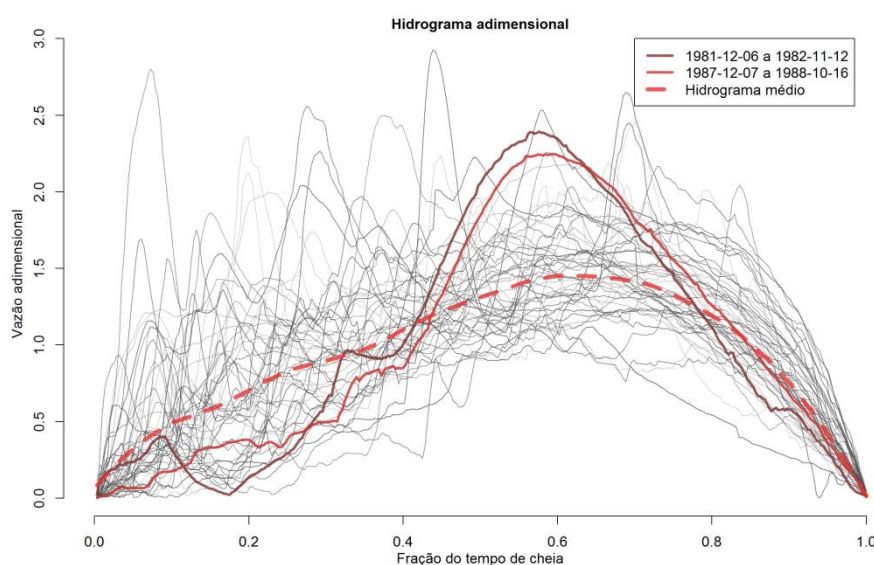


Figura 5.33: Hidrogramas adimensionais de cheias anuais – as duas maiores cheias registradas são destacadas em linhas vermelhas sólidas; o hidrograma adimensional médio é destacado com uma linha tracejada vermelha.

Após serem adimensionalizados, os HESs foram ajustados às FDPs Beta, Gama e Log-Normal, por meio de rotinas PORT (Gay, 1990). Para fins de ilustração, a Figura 5.34 indica os resultados dos ajustes dessas FDPs aos dados da cheia do ano hidrológico 1981/1982. Neste exemplo específico, a média da raiz dos quadrados dos desvios foram estimadas em 0,169, 0,163 e 0,193 e o coeficiente de correlação R^2 foi estimado em 0,980, 0,981 e 0,974, com as FDP Beta, Gama e Log-Normal, respectivamente. Uma

desvantagem do uso das distribuições Gama e Log-Normal, é que, ao final do período da cheia, as vazões adimensionais não são nulas (Figura 5.34(b) e (c)) e, assim, o resultado é incoerente com o pressuposto que se assumiu anteriormente, ou seja, que ao final de cada ano hidrológico, as vazões deveriam ser nulas.

Apesar de que para o ano de 1981/1982 o ajuste com a distribuição Gama ter sido melhor do que aquele com a Beta, na média os erros de aproximação dos hidrogramas com esta última função são menores, o que sugere um ajuste em média melhor com a função Beta. A Tabela 5.6 detalha esses resultados e indica que o R^2 médio utilizando-se a função Beta é de 0,872, enquanto que o uso da FDP Gama resulta em um R^2 médio de 0,817. O erro médio quadrático também favorece o uso da FDP Beta. Em alguns casos, o ajuste resulta em um R^2 de 0,994. Assim, entende-se que essa FDP seja capaz de descrever de modo bastante adequado os hidrogramas de cheia observados. A Figura 5.35 ilustra os ajustes realizados com a FDP Beta para todo o histórico de vazões, sugerindo-se que visualmente ela reproduz as características gerais dos hidrogramas anuais de cheias observados na estação Porto Murinho.

Outra vantagem do uso da FDP Beta é o fato de ser flexível o suficiente para descrever hidrogramas positiva e negativamente assimétricos, o que é inviável com o uso da FDP Gama ou Log-Normal (que possuem assimetria sempre positiva). Considerando-se, portanto, os bons ajustes da FDP Beta aos hidrogramas; sua capacidade de descrevê-los com assimetria positiva e negativa; e o fato de garantir que ao final dos anos hidrológicos as vazões serem nulas; entende-se ser mais vantajoso seu uso para modelagem dos hidrogramas de cheias anuais em Porto Murinho.

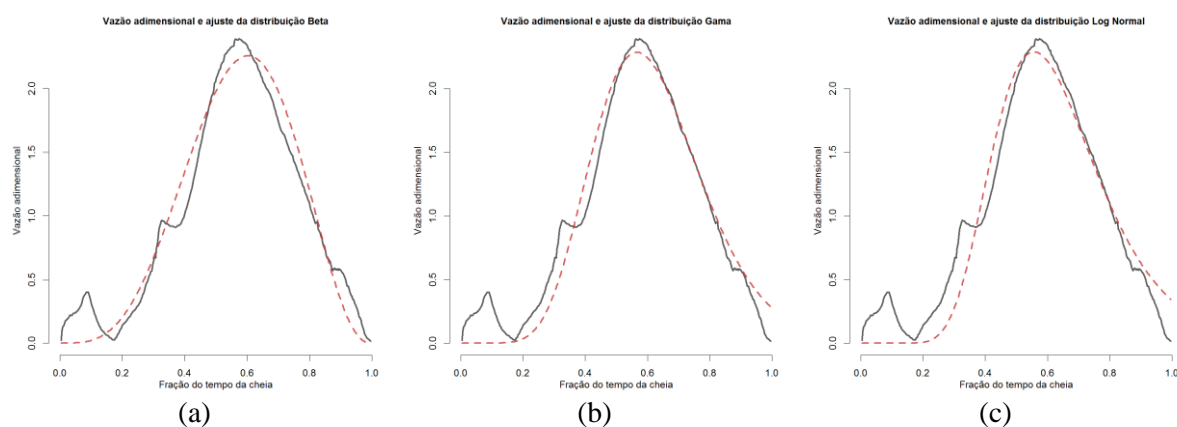


Figura 5.34: Ajustes das distribuições Beta, Gama e Log-Normal à maior cheia do histórico (ano hidrológico 1981/1982).

Tabela 5.6: Raiz do quadrado do resíduo e R^2 médios, máximos e mínimos obtidos a partir da aproximação dos hidrogramas adimensionais com as três funções de distribuição de probabilidade avaliadas.

Station	Statistic	Gamma		Beta		Log-Normal	
		RMSE	R^2	RMSE	R^2	RMSE	R^2
Porto Murtinho	Min.	0.163	0.175	0.076	0.129	0.193	0.014
	Mean	0.301	0.817	0.226	0.872	0.339	0.793
	Max.	0.705	0.981	0.579	0.994	0.748	0.974

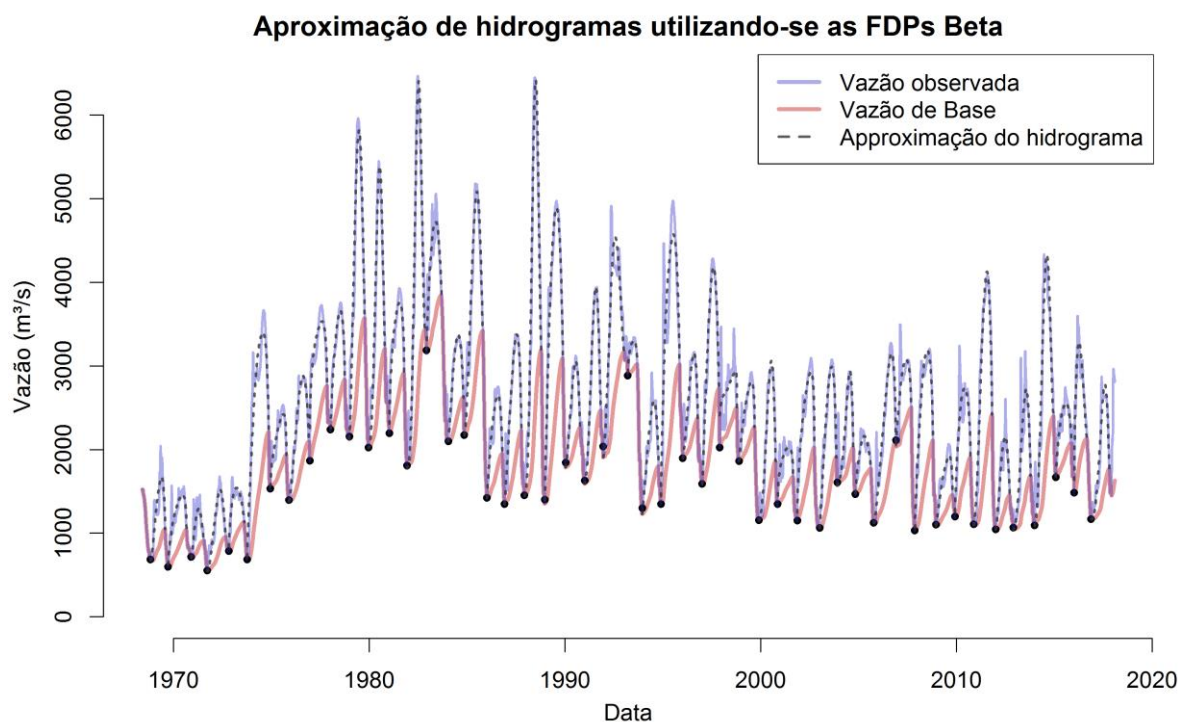


Figura 5.35: Ajuste da FDP Beta às vazões observadas em cada ano na estação Porto Murtinho.

Ao analisar os diferentes ajustes em diferentes anos é possível fazer uma análise das formas típicas dos hidrogramas, estimadas a partir do ajuste da FDP Beta. Os parâmetros a e b médios foram estimados em 2,37 (desvio padrão de 0,86) e 1,91 (desvio padrão de 0,46). Esses valores indicam que, na média, os hidrogramas simulados são negativamente assimétricos (coeficiente de assimetria igual a -0,158), uma vez que a é na média maior que b . A Figura 5.36 ilustra a variação dos hidrogramas ajustados a partir de simulações dos hidrogramas com parâmetros $a \pm DP(a)$ e $b \pm DP(b)$ (ou seja, variando-se a entre 1,51 a 3,23 e b entre 1,45 e 2,37). Portanto, observa-se a predominância de hidrogramas negativamente assimétricos.

Essa análise é complementada com a Figura 5.37. Nela, os pares a e b são plotados e, em geral, observa-se que são predominantes os pontos situados à direita da linha identidade, onde a é maior que b (e conseqüentemente, onde a assimetria é negativa). Considerando-se os ajustes, 82% dos hidrogramas ajustados apresentaram, portanto, assimetria negativa. A área da elipse que contém 95% dos pares de parâmetros a e b (estimados a partir de uma distribuição t multivariada) situa-se também, predominantemente na região em que $a > b$. Nessa mesma figura, buscou-se avaliar se o tamanho das cheias (indicado pelo diâmetro dos pontos) apresenta relação com os parâmetros. Entretanto, nenhuma conclusão foi possível nesse sentido.

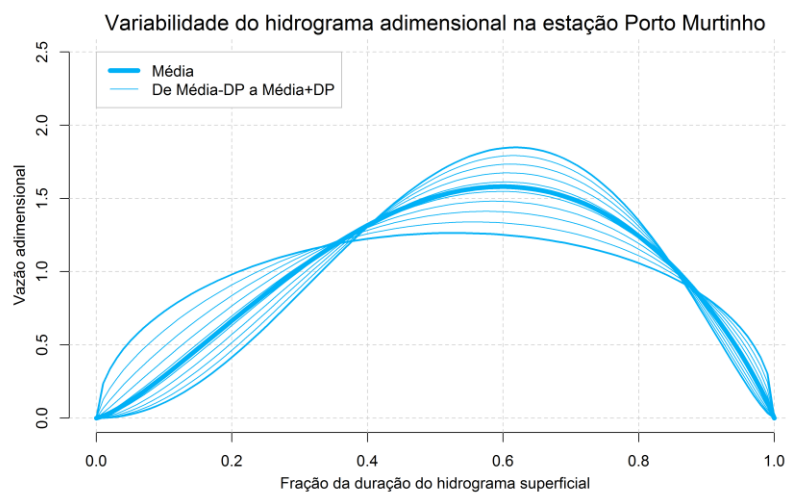


Figura 5.36: Variabilidade dos formatos dos hidrogramas ajustados a partir da FDP Beta às cheias em Porto Murinho.

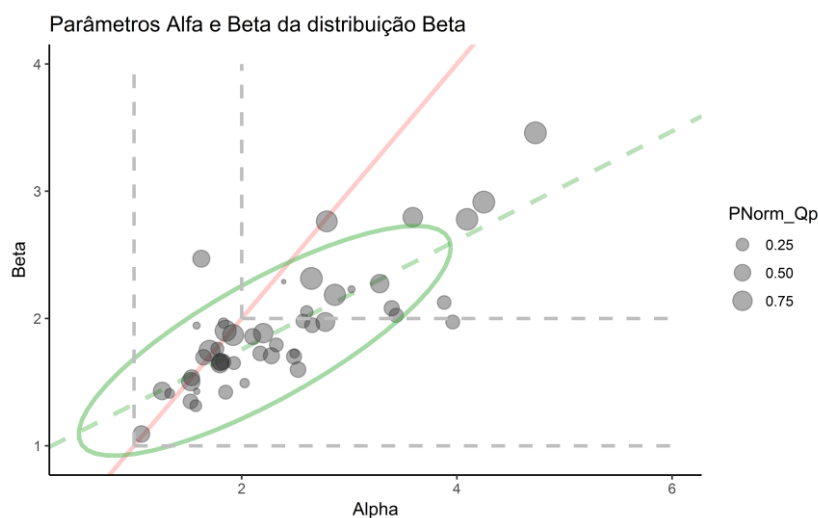


Figura 5.37: Pares de pontos dos parâmetros a e b da FDP Beta em Porto Murinho. A elipse engloba a região em que 95% dos pares de pontos a e b se encontram, assumindo-se uma distribuição t multivariada para o par – a área estimada da elipse é de 4,49.

Os diferentes formatos dos hidrogramas e diferentes sinais dos coeficientes de assimetria podem sugerir que em diferentes cheias são resultado de diferentes processos de formação. Fleischmann et al. (2016) sugerem que o formato do hidrograma pode ser relacionado com diferentes mecanismos hidráulicos de propagação de ondas de cheias (Collischonn et al., 2017): em situações em que os escoamentos de base são maiores à montante do trecho analisado, os hidrogramas tornam-se mais negativamente assimétricos, o que pode estar relacionado com a função de celeridade. Como na bacia do rio Paraguai, diferentes formas de hidrogramas estão associadas a diferentes eventos, é possível que se constate ali que diferentes padrões hidráulicos e diferentes processos de formação possam estar associados a diferentes eventos, o que poderia ser avaliado em profundidade em estudos futuros.

5.5.3 Caracterização dos erros do modelo

Nesta seção, são avaliados os detalhes acerca dos erros de aproximação dos hidrogramas por meio da FDP Beta. Um sumário gráfico dos erros é apresentado na Figura 5.38 que contém: (a) as séries históricas dos erros das aproximações, em que os erros das aproximações das maiores cheias do histórico são destacados em vermelho; (b) o histograma dos erros, por meio do qual foi estimada a assimetria média de 0,27; e (c) a função de autocorrelação dos erros.

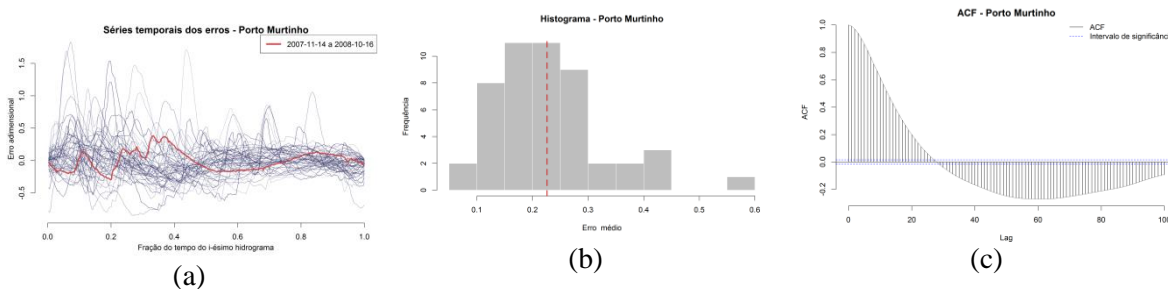


Figura 5.38: Caracterização do erro de ajuste da FDP Beta aos hidrogramas: (a) séries históricas dos erros de ajuste; (b) histograma dos erros – assimetria de 0.25; (c) função de autocorrelação do erro de ajuste.

A partir do gráfico da Figura 5.38(a) observa-se que os erros de ajuste das maiores cheias do histórico foram pequenos quando comparados com a variação geral das séries de falhas. De fato, existe uma correlação negativa significativa entre os erros médios absolutos e a magnitude das cheias (p-valor igual a 0,032). Isso ocorre porque, com frequência, as menores cheias não apresentam o formato típico do hidrograma anual, com uma cheia anual (Ver Apêndice). Enquanto isso, as maiores cheias do histórico apresentam um formato mais parecido com o das funções de distribuição de probabilidades. Já o gráfico da

Figura 5.38(b) indica que a assimetria da série não é significativa. Desta maneira, para a análise da estrutura de autocorrelação dos erros, não se julgou necessário fazer transformações preliminares da série.

O gráfico da função de autocorrelação (Figura 5.38(c)) sugere um aspecto de uma senoidal, com um amortecimento lento da amplitude do sinal. Essa característica é típica de processos autorregressivos AR(2) (Brockwell e Davis, 2002). Além disso, considerando-se que os erros começam e terminam em zero, foi proposto um modelo em que as falhas são descritas por meio de uma ponte Browniana, em que o processo subjacente é um processo autorregressivo AR(2).

Os processos autorregressivos de segunda ordem, ou AR(2), podem ser descritos conforme a equação (5.2) (Hyndman e Athanasopoulos, 2018). Os parâmetros são ajustados por mínimos quadrados e reproduzem a estrutura de correlação (ϕ_i) e a escala do sinal (ϵ_t). Uma análise do desvio padrão do erro no caso da estação em Porto Murtinho indica que a escala dos erros decresce ao longo do sinal (Figura 5.39). Essa modulação decrescente do desvio padrão do erro foi incorporada às pontes Brownianas utilizadas na simulação dos hidrogramas.

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \epsilon_t \quad (5.2)$$

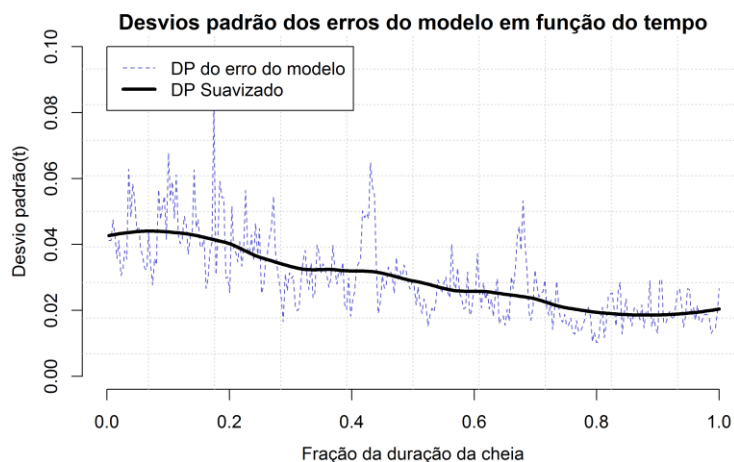


Figura 5.39: Variação do desvio padrão dos erros do modelo de previsão em função da evolução dos hidrogramas adimensionais.

Como resultado do ajuste dos modelos dos hidrogramas e da análise dos erros, foram simulados hidrogramas anuais de cheias. A Figura 5.40 ilustra o resultado da simulação para a maior cheia do histórico (1981/1982). As cheias foram simuladas 100 vezes e de

modo geral, o padrão simulado segue a tendência da cheia observada. Os valores da média máxima e do tempo de pico são indicados por linhas tracejadas horizontais e verticais, respectivamente, sugerindo-se um desvio pequeno com relação a essas duas variáveis. Ao longo de todas as simulações, em 51,6% dos hidrogramas, a cheia média simulada superou o valor da cheia observada e o tempo de pico médio foi superestimado em 53,1% dos casos. Esse fato sugere que não existe viés significativo nas simulações. Esse viés será avaliado em detalhes adiante, ao analisar o resultado da previsão dos hidrogramas anuais. A Figura 5.41 apresenta um resumo de todas as simulações, indicando que as vazões de pico dos hidrogramas simulados em cada ano capturam a tendência geral das vazões máximas anuais.

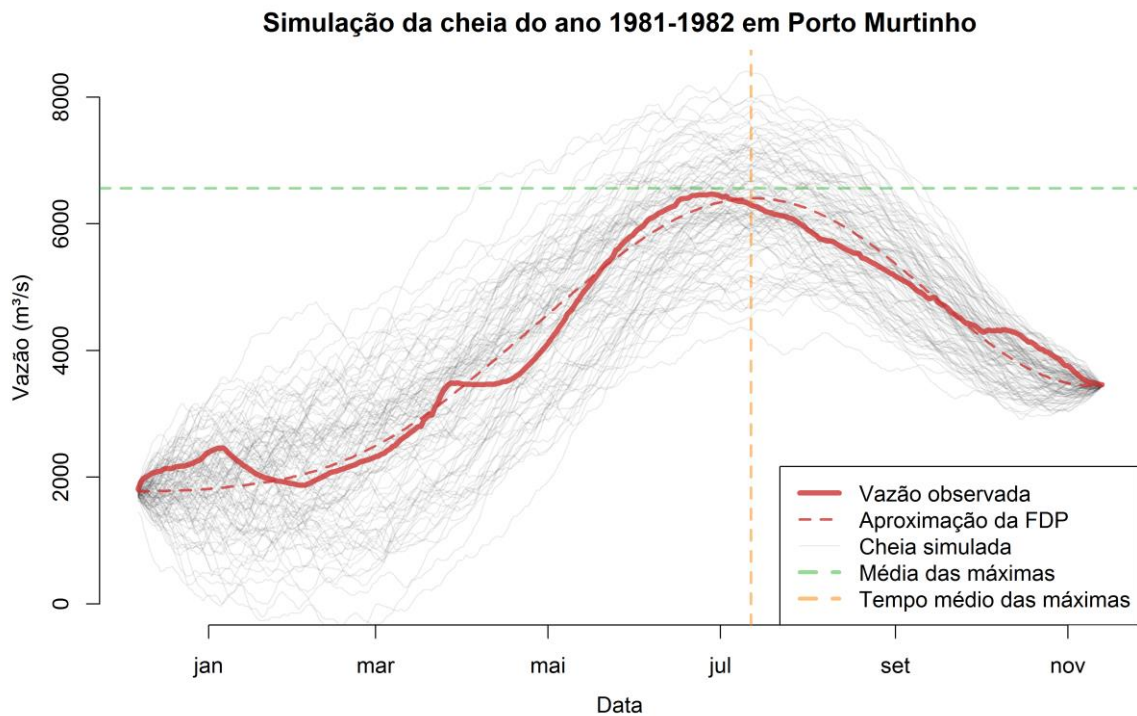


Figura 5.40: Simulação da cheias observada no ano hidrológico de 1981-1982 a partir do ajuste do hidrograma com o emprego da FDP Beta e da ponte Browniana com AR(2) para o erro.

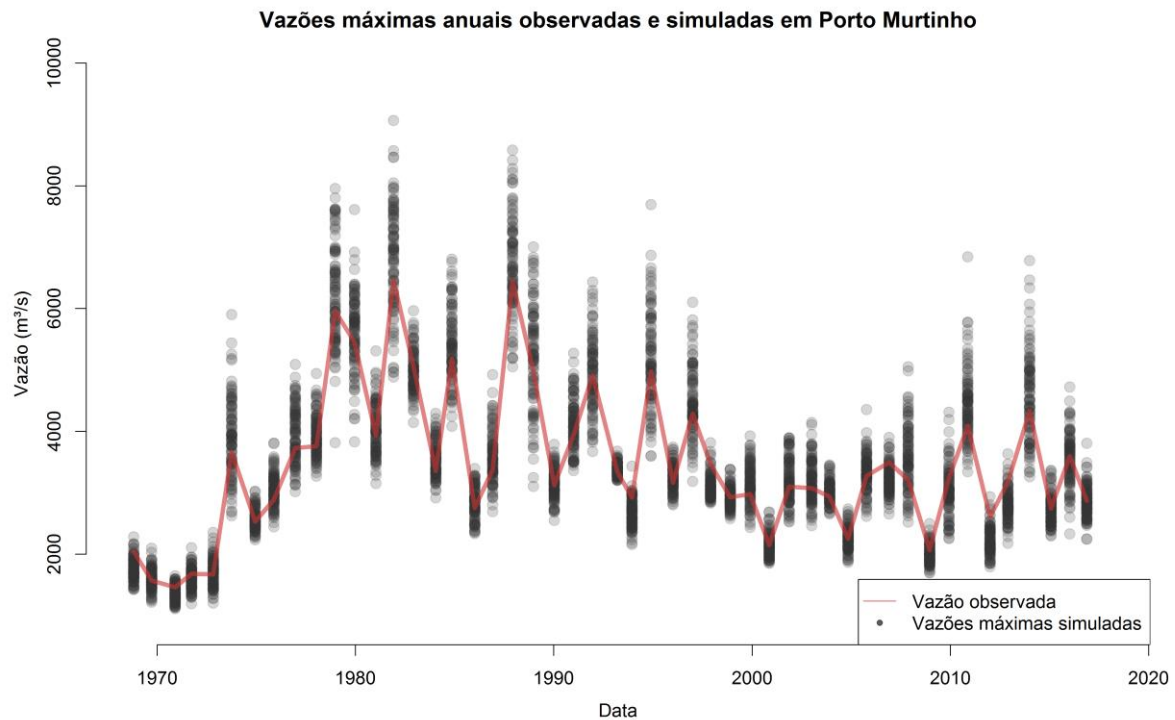


Figura 5.41: Vazões de pico dos hidrogramas simulados (os picos das 100 simulações de cada ano são indicados por pontos em cinza) e vazões máximas anuais observadas (linhas vermelhas).

5.5.4 Modelos de previsão dos hidrogramas

A previsão dos hidrogramas requer a previsão de quatro variáveis: os dois parâmetros da FDP Beta (a e b), volume e duração dos hidrogramas. Como análise preliminar dessas variáveis, construiu-se a Figura 5.42, que apresenta a matriz de correlação (foi inserida também na matriz, a vazão inicial ao início do HES). Por meio dessa figura, observa-se que existe correlação entre praticamente todas elas, e são mais significativas as correlações entre: a e b ; a duração e o volume do hidrograma; a e b e o volume do hidrograma; e, a vazão inicial e a duração da cheia (correlação negativa, neste caso).

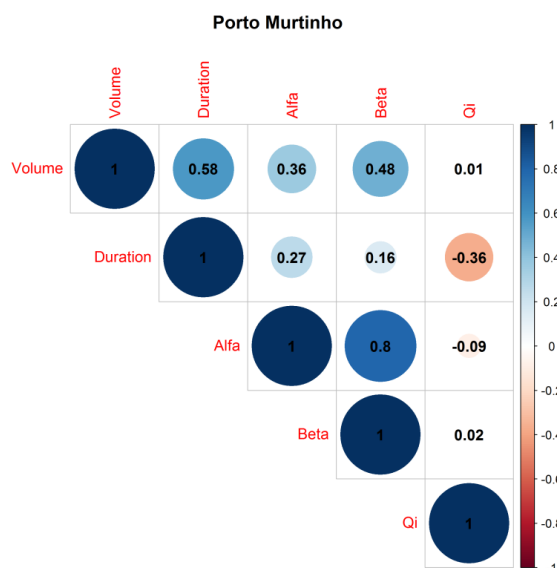


Figura 5.42: Matriz de correlação das variáveis que descrevem os hidrogramas de cheias anuais em Porto Murinho.

Essa significativa correlação entre as variáveis sugere que regressões lineares independentes para cada uma das variáveis a partir de variáveis preditivas, ou uma regressão agrupada não são formas adequadas de se prever o conjunto de variáveis do hidrograma, uma vez que ele requer a previsão das quatro variáveis em conjunto (Souza Filho e Lall, 2003). Nesse caso, métodos de análise multivariada, tais como regressão por componentes principais ou regressões canônicas seriam abordagens mais adequadas. Souza Filho e Lall (2003) sugerem ainda um modelo de regressão semi-paramétrica em que um método de reamostragem é empregado, ponderando-se as probabilidades de reamostragem por meio dos coeficientes de regressões lineares independentes entre a variável predita e o conjunto de variáveis utilizadas como preditoras (Souza Filho e Lall, 2003).

No caso de Porto Murinho, avaliou-se empregar como variáveis preditivas dos quatro parâmetros descritivos dos hidrogramas as mesmas variáveis climáticas utilizadas no item 0 (variáveis descritivas do ENSO, PDO e um fator multiplicativo entre elas, NINO-PDO), além da vazão inicial Q_0 . Contudo, essas variáveis não apresentam relação significativa com o volume das cheias, somente com a duração e com as variáveis associadas à distribuição Beta. Ou seja, elas estão associadas mais à forma do hidrograma do que a seu volume. O que, por sua vez, está associada com a maneira com que a cheia é propagada ao longo do hidrograma mais do que com seu o volume.

Tal resultado indica uma consistência com os resultados apresentados na Figura 5.24. As variáveis atmosféricas consideradas naquela figura são relacionadas à distribuição e regularidade das chuvas ao longo do ano (número de dias chuvosos, consecutivos ou não). Sendo assim, os efeitos somados do clima (ENSO-PDO), atmosféricas (distribuição de dias chuvosos) auxiliam a previsão do formato do hidrograma, enquanto que a vazão inicial auxilia a previsão do pico de cheia Q_p .

Contudo, nenhuma variável investigada contribui com a previsão do volume das cheias. Os resultados das previsões são detalhados na Tabela 5.7. Nela são apresentados os valores médios das previsões dos picos de cheia (1ª linha) e o desvio padrão das previsões (2ª linha). Além disso, são apresentados os erros médios do tempo de pico (3ª linha) e os desvios-padrão dos tempos de pico (4ª linha). São apresentados resultados para cinco modelos de referência: erros cometidos no ajuste do modelo (o que seria equivalente a uma previsão perfeita dos quatro parâmetros do hidrograma – Coluna B); previsão perfeita do volume (coluna C); previsão perfeita da duração de cheias (coluna D); previsão perfeita da forma do hidrograma (coluna E); e previsão com hidrograma médio (coluna F). Além desses cinco modelos de referência, dois modelos foram avaliados: modelo de previsão linear do volume e das demais variáveis condicionadas ao volume (coluna G); e previsão com modelo semi-paramétrico com KNN (coluna H).

Com relação às vazões de pico, não foram identificadas diferenças entre as médias observadas e previstas com nenhum modelo. Posto isso, pode-se afirmar que não foi identificado viés para as previsões de máximas anuais. Com relação à redução da incerteza ocasionada pelos modelos de previsão (indicado pelo desvio padrão $DP(Q_p)$), todos os modelos possibilitam uma redução da incerteza com relação à vazão máxima observada e, em especial, o modelo de referência (coluna B) e o modelo com previsão perfeita do volume (coluna C). A significância da redução das incertezas foi testada por meio do teste F (assumindo-se a hipótese que os erros são normalmente distribuídos, por simplicidade).

O desvio padrão indicado na coluna B (197 m³/s) sugere que o modelo ajustado apresenta um potencial de redução de 84% da incerteza com relação às cheias anuais (cujo desvio-padrão é de 1.200 m³/s), enquanto o modelo com previsão perfeita do volume possibilitaria uma redução de 74% (307 m³/s). Contudo, os modelos de referência com previsão perfeita dos padrões temporais, apresentam um potencial limitado de redução do erro (20% e 33%).

O modelo baseado tão somente na média, por sua vez, já permite a redução da incerteza em 27%.

Tabela 5.7: Estatísticas dos erros das previsões – são comparados valores das vazões máximas anuais, seu desvio padrão, erro médio do tempo de pico e desvio padrão do tempo de pico para diferentes situações: valores observados no histórico de dados; erros do modelo ajustado (previsão perfeita das quatro variáveis); previsão perfeita do volume; previsão perfeita da duração das cheias; previsão perfeita da forma do hidrograma (variáveis da distribuição Beta); hidrograma médio; modelo de previsão linear do volume; e previsão com modelo semi-paramétrico com KNN.

Parâmetro	Obs. (A)	Erro do Modelo (B)	Volume Perfeito (C)	Duração Perfeita (D)	Beta Perfeita (E)	Hidrograma Médio (F)	LM Vol (G)	KNN (H)
Q_{Max} (m ³ /s)	3.473	3.528	3.544	3.592	3.548	3.436	3.560	3.620
$DP(Q_{Max})$ (m ³ /s)	1,200	197	307	960	803	882	945	977
$Erro(t_p)$ (dias)	-	12.6	15.3	13.5	14.9	19.5	15.6	18.8
$DP(t_p)$ (dias)	62	48.7	60.8	55.9	59.1	65.6	63.9	64

Considera-se que o potencial de redução da incerteza com a previsão das quatro variáveis é bastante próximo daquele que resulta da previsão perfeita do volume das cheias. Assim, a variável mais relevante para previsão do hidrograma de cheias é o volume. Desta forma, propôs-se, além do modelo de previsão das quatro variáveis (empregando-se o modelo semi-paramétrico – coluna H), um modelo que previsse apenas o volume (coluna G), e a partir dessa previsão, fornecesse previsões condicionadas das outras três variáveis do hidrograma. Entretanto, nenhum dos modelos de previsão foi capaz de reduzir significativamente os erros de previsão para além dos modelos baseados apenas no hidrograma médio.

É importante ressaltar a respeito desse resultado que, apesar de os modelos de previsão não terem desempenho melhor do que o hidrograma médio, a incerteza, ainda assim, é significativamente reduzida em todos os casos porque o hidrograma tem como ponto de partida a vazão inicial Q_0 , e esta por si só funciona como um preditor eficaz das vazões máximas anuais. Entende-se que tal fato é uma decorrência do comportamento não estacionário da série como um todo e que não é exclusivo das cheias, mas sim das vazões médias observadas, conforme diagnóstico apresentado no item 0.

A dificuldade de se prever o volume das cheias é ilustrado a partir da Figura 5.43. O gráfico apresentado na Figura 5.43(a) indica a boa aproximação do hidrograma do modelo

(indicado pela Figura 5.43(a) e coluna B da Tabela 5.7 resume esses resultados), a exemplo da previsão perfeita dos volumes (Figura 5.43(b) e coluna C da Tabela 5.7). Contudo, a previsão do volume da cheia ainda é deficiente neste exemplo (como pode ser observado na Figura 5.43(c)).

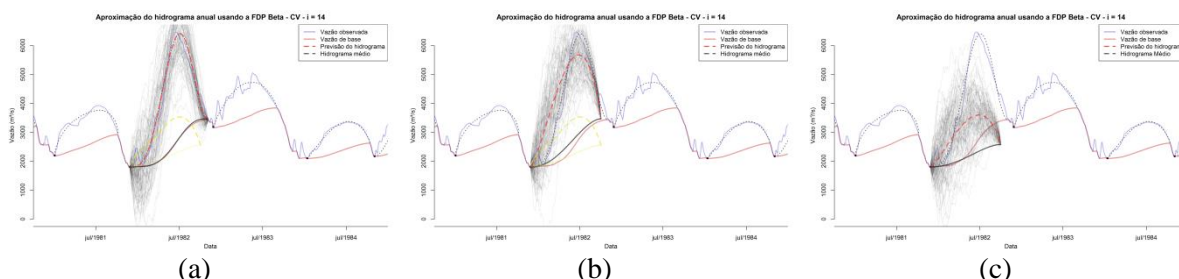


Figura 5.43: Exemplo de previsão da maior cheia do histórico (1981/1982): (a) ajuste do modelo ou previsão perfeita dos quatro parâmetros; (b) previsão perfeita do volume; (c) previsão do volume com modelo de regressão múltipla condicionado à média.

Com relação ao tempo de pico, os resultados da previsão foram menos promissores. A previsão perfeita dos quatro parâmetros permite uma redução da incerteza em 21% (de 62 dias para 48,7 dias, colunas B da Tabela 5.7). Logo, é indicado que o potencial da abordagem proposta em Porto Murtinho apresenta melhor previsibilidade das vazões de pico do que do tempo de pico. O modelo indicado na coluna D da Tabela 5.7 (previsão perfeita da duração das cheias) também reduz significativamente a incerteza quanto ao tempo de pivô, mas apenas em 10%. Nenhum dos modelos de previsão foi capaz de reduzir as incertezas dessa variável. Sendo assim, outras possibilidades de previsão, incluindo-se outras funções objetivo para ajuste das variáveis das FDPs, podem ser avaliadas em estudos futuros.

6 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho buscou entender a dinâmica temporal das cheias na bacia do rio Paraguai, a partir da detecção, atribuição e previsão estatística de cheias na região, considerando para isso o uso de informações hidrológicas em escala local e climáticas em escala local e global. Entende-se que as principais formas de modificação do comportamento das cheias foram capturadas e os principais aspectos formadores das cheias foram compreendidos, o que auxiliou a previsões de médio prazo para a bacia.

As principais conclusões do trabalho estão associadas aos mecanismos formadores de cheias na região do rio Paraguai. A umidade antecedente é o mecanismo de formação das cheias mais importante na bacia, seguidos pelos mecanismos atmosféricos associados ao regime de precipitação (número de dias chuvosos, consecutivos ou não) e por último em decorrência de índices climáticos de larga escala. A introdução dessas variáveis em modelos de distribuição valores extremos (GEV) não estacionários permitiu a produção de prognósticos de dois a onze meses de antecedência. As previsões por meio de hidrogramas de cheias médios também permitiram reduzir as incertezas quanto à magnitude das cheias.

De modo específico, outras conclusões podem ser enumeradas:

- A detecção das mudanças de comportamento hidrológico na região por meio de saltos permitiu explicar a maior parcela da variabilidade dos dados, quando comparada à análise de tendências monotônicas. Além disso, a abordagem revelou mudanças que resultaram de eventos já conhecidos na região, como a construção da UHE Manso, o que muitas vezes não é evidenciado pela análise de tendências monotônicas;
- Observaram-se três períodos principais de mudanças de comportamento nas cheias: entre 1974 e 1980; entre 1985 e 1995; e 1999 e 2005. Considerando o intervalo de confiança médio da transição entre regimes de nove anos dentro de cada um desses períodos, concluiu-se que os saltos observados nas diferentes estações podem ser considerados simultâneos;
- As mudanças de regime observadas nas cheias também ocorreram de modo semelhante nas vazões médias e chuvas sazonais, o que sugere que as vazões médias e a umidade antecedente são importantes mecanismos de formação das cheias;

- As análises de frequências não estacionárias e seleção de variáveis por meio do BIC permitiram concluir que a umidade antecedente é o principal fator que auxilia a previsão de cheias em médio prazo na bacia do rio Paraguai;
- O balanço hídrico na superfície do solo, indicado pelo coeficiente de *runoff* na bacia, também contribuiu no passado como um processo gerador de cheia; contudo, não se identificaram dados suficientes que permitissem constatar se essas mudanças no balanço hídrico são resultadas de processos antropogênicos, tais como mudanças de uso de solo;
- Para a aproximação dos hidrogramas de cheias da estação Porto Murinho usando FDPs, a distribuição Beta foi considerada a mais adequada, tanto por possibilitar melhor ajuste médio aos hidrogramas, quanto por admitir assimetrias positivas e negativas;
- Estima-se que, em cerca de 80% dos casos, os hidrogramas de cheias da estação Porto Murinho possuam assimetria negativa;
- A decomposição dos hidrogramas de cheia em uma componente associada ao hidrograma médio e outra associada ao erro, resultante de um processo descrito por uma ponte Browniana com processo AR(2) subjacente, permitiu descrever sem viés significativo os picos e tempos de cheias;
- Quanto ao local de origem, cinco tipos de tempestades associadas aos eventos de chuva que antecedem as cheias na região foram identificados: Tempestades Andinas; Tempestades Centro-Atlânticas; Tempestades Norte-Atlânticas; Tempestades do Pacífico; e Tempestades Amazônicas;

Ao longo desta pesquisa, foram vislumbrados alguns aspectos que se revelaram interessantes para uma abordagem mais detalhada, contudo fogem do escopo do trabalho. Na sequência, esses aspectos, que são entendidos como potenciais objetos de futuras investigações são sumariamente enunciados:

- Considerando-se a instabilidade das curvas-chave na bacia do rio Paraguai, entende-se ser de interesse analisar se essa capacidade de propagação de vazões dos canais fluviais guarda relação com diferentes regimes de cheias (a exemplo de Slater et al., 2019);

- Considerando as incertezas sobre o impacto da ação humana sobre o balanço hídrico na região, sugerem-se estudos que aprofundem no impacto do uso do solo e avaliar seu possível impacto no balanço hídrico;
- O modelo proposto pode ser utilizado para produção de prognósticos estatísticos de comportamento climático a partir de projeções climáticas de modelos de circulação global, complementando dessa forma os prognósticos já produzidos a partir de modelos hidrológicos (p.ex. Bravo et al., 2014);
- Sugere-se a elaboração de estudos mais focados para identificação de outros índices climáticos que auxiliem na previsão dos volumes dos hidrogramas de cheias em Porto Murinho, o que poderia contribuir para uma redução ainda maior da variância em relação à ocorrência de cheias;
- Recomenda-se avaliar a abordagem para a análise de trajetória de tempestades no rio Paraguai com focos distintos daqueles explorados nesta tese: chuvas extremas; resíduo de modelos de aproximação dos hidrogramas; de sistemas que operam em escala de tempo semanal ou mensal, meses ou toda a estação.

Com essas conclusões e recomendações, espera-se que esta tese tenha contribuído para o avanço do conhecimento sobre a hidrologia da bacia do rio Paraguai e tenha apontado a possibilidades de caminhos na análise de séries hidrológicas com comportamento não estacionário.

REFERÊNCIAS

- Acero, F.J., Gallego, M.C., García, J.A., 2012. Multi-day rainfall trends over the Iberian Peninsula. *Theor. Appl. Climatol.* 108, 411–423. <https://doi.org/10.1007/s00704-011-0534-5>
- Adamowski, J.F., 2008. River flow forecasting using wavelet and cross-wavelet transform models. *Hydrol. Process.* 22, 4877–4891. <https://doi.org/10.1002/hyp.7107>
- ANA, 2017. Hidroweb: Sistemas de informações hidrológicas [WWW Document]. Agência Nac. Águas. URL <http://www.snirh.gov.br/hidroweb/%5Cnhttp://hidroweb.ana.gov.br/default.asp>
- Arnold, J.G., Allen, P.M., 1999. Automated Methods for Estimating Baseflow and Groundwater Recharge From Stream Flow Records. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 35, 411–424.
- Aron, G., White, E.L., 1982. Fitting a Gamma Distribution Over a Synthetic Unit Hydrograph. *JAWRA J. Am. Water Resour. Assoc.* <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1982.tb04533.x>
- Ashok, K., Behera, S.K., Rao, S.A., Weng, H., Yamagata, T., 2007. El Niño Modoki and its possible teleconnection. *J. Geophys. Res. Ocean.* 112. <https://doi.org/10.1029/2006JC003798>
- Assine, M.L., 2005. A bacia sedimentar do Pantanal mato-grossense, in: Mantesso Neto, V., Bartorelli, A., Carneiro, C.D.R., Brito-Neves, B.B. (Orgs.), *A geologia do continente sul americano*. Beca, São Paulo:, p. 61–74.
- Assine, M.L., Corradini, F.A., Pupim, F. do N., McGlue, M.M., 2014. Channel arrangements and depositional styles in the São Lourençoo fluvial megafan, Brazilian Pantanal wetland. *Sediment. Geol.* 301, 172–184. <https://doi.org/10.1016/j.sedgeo.2013.11.007>
- Assine, M.L., Merino, E.R., Pupim, F. do N., Macedo, H. de A., Santos, M.G.M. dos, 2015. The Quaternary alluvial systems tract of the Pantanal Basin, Brazil. *Brazilian J. Geol.* 45, 475–489. <https://doi.org/10.1590/2317-4889201520150014>
- Aue, A., Horváth, L., 2013. Structural breaks in time series. *J. Time Ser. Anal.* 34, 1–16.

<https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2012.00819.x>

- Bai, J., Perron, P., 2003. Computation and analysis of multiple structural change models. *J. Appl. Econom.* 18, 1–22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Bao, Z., Zhang, J., Wang, G., Fu, G., He, R., Yan, X., Jin, J., Liu, Y., Zhang, A., 2012. Attribution for decreasing streamflow of the Haihe River basin, northern China: Climate variability or human activities? *J. Hydrol.* 460–461, 117–129. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.06.054>
- Barria, P., Walsh, K.J.E., Peel, M.C., Karoly, D., 2015. Uncertainties in runoff projections in southwestern Australian catchments using a global climate model with perturbed physics. *J. Hydrol.* 529, 184–199. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.07.040>
- Barry, R.G., Chorley, R.J., 2010. *Atmosphere, weather and climate*, 9^o ed, Atmosphere, Weather and Climate. Routledge, New York.
- Barth, N.A., Villarini, G., 2016. western United States : The role of atmospheric rivers 1–13. <https://doi.org/10.1002/2016WR019064>.Received
- Barth, N.A., Villarini, G., Nayak, M.A., White, K., 2017. Mixed populations and annual flood frequency estimates in the western United States: The role of atmospheric rivers. *Water Resour. Res.* 53, 257–269. <https://doi.org/10.1002/2016WR019064>
- Beven, K., 2012. *Rainfall-Runoff Modelling: The Primer: Second Edition*, Rainfall-Runoff Modelling: The Primer: Second Edition. <https://doi.org/10.1002/9781119951001>
- Bhunya, P.K., Berndtsson, R., Ojha, C.S.P., Mishra, S.K., 2007. Suitability of Gamma, Chi-square, Weibull, and Beta distributions as synthetic unit hydrographs. *J. Hydrol.* 334, 28–38. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2006.09.022>
- Bhunya, P.K., Berndtsson, R., Singh, P.K., Hubert, P., 2008. Comparison between Weibull and gamma distributions to derive synthetic unit hydrograph using Horton ratios. *Water Resour. Res.* 44. <https://doi.org/10.1029/2007WR006031>
- Bhunya, P.K., Mishra, S.K., Ojha, C.S.P., Berndtsson, R., 2004. Parameter Estimation of Beta Distribution for Unit Hydrograph Derivation. *J. Hydrol. Eng.* 9, 325–332. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)1084-0699\(2004\)9:4\(325\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)1084-0699(2004)9:4(325))

- Bhuyan, M.K., Kumar, S., Jena, J., Bhunya, P.K., 2015. Flood Hydrograph with Synthetic Unit Hydrograph Routing. *Water Resour. Manag.* 29, 5765–5782. <https://doi.org/10.1007/s11269-015-1145-1>
- Bishop, C.M., 2006. *Pattern Recognition and Machine Learning*. Springer.
- Blöschl, G., Hall, J., Parajka, J., Perdigão, R.A.P., Merz, B., Arheimer, B., Aronica, G.T., Bilibashi, A., Bonacci, O., Borga, M., Ivan, Č., Castellarin, A., Chirico, G.B., 2017. Changing climate shifts timing of European floods. *Science* (80-.). 357, 588–590. <https://doi.org/10.1126/science.aan2506>
- Blöschl, G., Montanari, A., 2010. Climate change impacts-throwing the dice? *Hydrol. Process.* <https://doi.org/10.1002/hyp.7574>
- Borgomeo, E., Pflug, G., Hall, J.W., Hochrainer-Stigler, S., 2015. Assessing water resource system vulnerability to unprecedented hydrological drought using copulas to characterize drought duration and deficit. *Water Resour. Res.* 51, 8927–8948. <https://doi.org/10.1002/2014WR016581>
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., 1970. Time Series Analysis; Forecasting And Control, *Journal of Time Series Analysis.* <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2009.00643.x>
- Bracken, C., Rajagopalan, B., Zagona, E., 2014. A hidden Markov model combined with climate indices for multidecadal streamflow simulation. *Water Resour. Res.* 50, 7836–7846. <https://doi.org/10.1002/2014WR015567>
- Brasil, 2007. Ministério do Meio Ambiente [WWW Document]. URL <http://www.mma.gov.br/biomas/pantanal> (acessado 1.4.18).
- BRASIL, 1997. Lei N° 9.433, De 8 De Janeiro De 1997. *Diário da República*, 1ª série - n° 116 3901–3902.
- Bravo, J.M., Collischonn, W., da Paz, A.R., Allasia, D., Domecq, F., 2014. Impact of projected climate change on hydrologic regime of the Upper Paraguay River basin. *Clim. Change* 127, 27–41. <https://doi.org/10.1007/s10584-013-0816-2>
- Brockwell, P.J., Davis, R.A., 2002. *Introduction to Time Series and Forecasting*, Time. <https://doi.org/10.2307/1271510>

- Brodie, R.S., Hostetler, S., 2005. Bureau of Rural Sciences Centre for Resource and Environmental Studies, Australian National University, Where Waters Meet. Auckland, New Zealand.
- Brönnimann, S., 2007. Impact of El Niño-Southern Oscillation on European climate. *Rev. Geophys.* 45, RG3003---. <https://doi.org/10.1029/2006RG000199>.1.INTRODUCTION
- Brutsaert, W., 2008. Long-term groundwater storage trends estimated from streamflow records: Climatic perspective. *Water Resour. Res.* 44, 1–7. <https://doi.org/10.1029/2007WR006518>
- Budyko, M.I., 1974. *Climate and Life*. San Diego, CA.
- Burnham, K.P., Anderson, D.R., 2002. *Model selection and multimodel inference : a practical information-theoretic approach*, 2nd ed. Springer-Verlag New York, New York.
- Cavalcanti, I.F.A., Carril, A.F., Penalba, O.C., Grimm, A.M., Menéndez, C.G., Sanchez, E., Cherchi, A., Sörensson, A., Robledo, F., Rivera, J., Pántano, V., Bettolli, L.M., Zaninelli, P., Zamboni, L., Tedeschi, R.G., Dominguez, M., Ruscica, R., Flach, R., 2015. Precipitation extremes over La Plata Basin - Review and new results from observations and climate simulations. *J. Hydrol.* 523, 211–230. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.01.028>
- Cavalcanti, I.F.A., Kousky, V.E., 2003. Climatology of South American Cold Fronts, in: *Seventh International Conference on Southern Hemisphere Meteorology and Oceanography*. American Meteorological Society, Wellington, New Zealand, p. 4–5.
- Ceped, 2013. *Atlas brasileiro de desastres naturais 1991 a 2012. Relatórios Técnicos*. <https://doi.org/978-85-64695-18-4>
- Chebana, F., Ouarda, T.B.M.J., Duong, T.C., 2013. Testing for multivariate trends in hydrologic frequency analysis. *J. Hydrol.* 486, 519–530. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.01.007>
- Cheng, L., Aghakouchak, A., 2014. Nonstationary precipitation intensity-duration-frequency curves for infrastructure design in a changing climate. *Sci. Rep.* <https://doi.org/10.1038/srep07093>

- Chiessi, C.M., Mulitza, S., Pätzold, J., Wefer, G., Marengo, J.A., 2009. Possible impact of the Atlantic Multidecadal Oscillation on the South American summer monsoon. *Geophys. Res. Lett.* 36, 1–5. <https://doi.org/10.1029/2009GL039914>
- Clarke, R.T., 2003. Comparison of estimators of linear time trend in Weibull-distributed low flows. *Water Resour. Res.* 39, 1180. <https://doi.org/10.1029/2002wr001640>
- Clarke, R.T., 2002a. Estimating trends in data from the Weibull and a generalized extreme value distribution. *Water Resour. Res.* 38, 25-1-25–10. <https://doi.org/10.1029/2001WR000575>
- Clarke, R.T., 2002b. Fitting and testing the significance of linear trends in Gumbel-distributed data. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 6, 17–24. <https://doi.org/10.5194/hess-6-17-2002>
- Clarke, R.T., 2002c. Estimating time trends in Gumbel-distributed data by means of generalized linear models. *Water Resour. Res.* 38, 1–11.
- Clarke, R.T., 2001. Separation of year and site effects by generalized linear models in regionalization of annual floods. *Water Resour. Res.* 37, 979–986. <https://doi.org/10.1029/2000WR900370>
- Coch, A., Mediero, L., 2016. Trends in low flows in Spain in the period 1949–2009. *Hydrol. Sci. J.* 61, 568–584. <https://doi.org/10.1080/02626667.2015.1081202>
- Collischonn, W., Fleischmann, A., Paiva, R.C.D., Mejia, A., 2017. Hydraulic Causes for Basin Hydrograph Skewness. *Water Resour. Res.* 53, 10603–10618. <https://doi.org/10.1002/2017WR021543>
- Collischonn, W., Tucci, C.E.M., Clarke, R.T., 2001. Further evidence of changes in the hydrological regime of the River Paraguay: Part of a wider phenomenon of climate change? *J. Hydrol.* 245, 218–238. [https://doi.org/10.1016/S0022-1694\(01\)00348-1](https://doi.org/10.1016/S0022-1694(01)00348-1)
- Cooley, D., 2013. Return Periods and Return Levels Under Climate Change, in: AghaKouchak, A., Easterling, D., Hsu, K., Schubert, S., Sorooshian, S. (Orgs.), *Extremes in a Changing Climate*. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-007-4479-0_4
- Costa, A.C., Bronstert, A., Kneis, D., 2012. Probabilistic flood forecasting for a

- mountainous headwater catchment using a nonparametric stochastic dynamic approach. *Hydrol. Sci. J.* 57, 10–25. <https://doi.org/10.1080/02626667.2011.637043>
- CPRM, 2018. SACE - SISTEMA DE ALERTA DE EVENTOS CRÍTICOS [WWW Document]. SACE - Sist. ALERTA EVENTOS CRÍTICOS. URL sace.cprm.gov.br (acessado 6.13.18).
- CPRM, 2011. Levantamento da Geodiversidade, Levantamento da Geodiversidade - Projeto Atlas Pluviométrico do Brasil - Isoetas Anuais Médias Período 1977 a 2006.
- CRED, 2015. The Human cost of Natural Disasters. Brussels.
- Croley, T.E., 1980. Gamma synthetic hydrographs. *J. Hydrol.* [https://doi.org/10.1016/0022-1694\(80\)90046-3](https://doi.org/10.1016/0022-1694(80)90046-3)
- Deser, C., Alexander, M.A., Xie, S.-P., Phillips, A.S., 2010. Sea Surface Temperature Variability: Patterns and Mechanisms, *Annual Review of Marine Science.* <https://doi.org/10.1146/annurev-marine-120408-151453>
- Draxler, R., 1999. HYSPLIT4 user's guide. NOAA Tech. Memo. ERL ARL-230 NOAA Air Resources Laboratory, Silver Spring, MD.
- Draxler, R.R., Hess, G.D., 1998. An Overview of the HYSPLIT_4 Modelling System for Trajectories, Dispersion, and Deposition. *Aust. Meteorol. Mag.* 47, 295–308.
- Draxler, R.R., Hess, G.D., 1997. Description of the HYSPLIT4 modeling system, Techreport. <https://doi.org/Tech.Memo.ERL.ARL-224>
- Eckhardt, K., 2008. A comparison of baseflow indices, which were calculated with seven different baseflow separation methods. *J. Hydrol.* 352, 168–173. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2008.01.005>
- Ferguson, C.R., Mocko, D.M., 2017. Diagnosing an Artificial Trend in NLDAS-2 Afternoon Precipitation. *J. Hydrometeorol.* 18, 1051–1070. <https://doi.org/10.1175/JHM-D-16-0251.1>
- Fleischmann, A.S., Paiva, R.C.D., Collischonn, W., Sorribas, M. V., Pontes, P.R.M., 2016. On river-floodplain interaction and hydrograph skewness. *Water Resour. Res.* 52, 7615–7630. <https://doi.org/10.1002/2016WR019233>

- Franses, P.H., Dijk, V.D., 2000. Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance 298. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(03\)00054-2](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(03)00054-2)
- Galdino, S., Padovani, C.R., Soriano, B.M.A., Vieira, L.M., 2002. Mudanças do Regime Hidrológico da Bacia Hidrográfica do Rio Taquari - Pantanal. Bol. Pesqui. e Desenvolvimento/Embrapa Pantanal 26, 1–24.
- García-Ortega, E., Fita, L., Romero, R., López, L., Ramis, C., Sánchez, J.L., 2007. Numerical simulation and sensitivity study of a severe hailstorm in northeast Spain. Atmos. Res. 83, 225–241. <https://doi.org/10.1016/j.atmosres.2005.08.004>
- Garijo, C., Mediero, L., 2018. Influence of climate change on flood magnitude and seasonality in the Arga River catchment in Spain. Acta Geophys. 66, 769–790. <https://doi.org/10.1007/s11600-018-0143-0>
- Gay, D.M., 1990. Usage summary for selected optimization routines, Computing science technical report.
- Goñi, M., Gimena, F.N., López, J.J., 2013. Three unit hydrographs based on the beta distribution function: a novel approach. Hydrol. Sci. J. 58, 65–76. <https://doi.org/10.1080/02626667.2012.746461>
- Grimm, A.M., Barros, V.R., Doyle, M.E., 2000. Climate Variability in Southern South America Associated with El Niño and La Niña Events. J. Clim. 13, 35–58. [https://doi.org/10.1175/1520-0442\(2000\)013<0035:CVISSA>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0442(2000)013<0035:CVISSA>2.0.CO;2)
- Hall, J., 2016. Spatio-temporal Analysis of Seasonality in Hydroclimatic Extremes 18, 9471.
- Hall, R.J., Jones, J.M., Hanna, E., Scaife, A.A., Erdélyi, R., 2017. Drivers and potential predictability of summer time North Atlantic polar front jet variability. Clim. Dyn. 48, 3869–3887. <https://doi.org/10.1007/s00382-016-3307-0>
- Hamed, K.H., 2008. Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. J. Hydrol. 349, 350–363. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2007.11.009>
- Hannaford, J., Buys, G., 2012. Trends in seasonal river flow regimes in the UK. J. Hydrol. 475, 158–174. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.09.044>

- Hargreaves, G.H., Allen, R.G., 2003. History and evaluation of Hargreaves evapotranspiration equation. *J. Irrig. Drain. Eng.* 129, 53–63. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9437\(2003\)129:1\(53\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9437(2003)129:1(53))
- Harrigan, S., Murphy, C., Hall, J., Wilby, R.L., Sweeney, J., 2014. Attribution of detected changes in streamflow using multiple working hypotheses. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 18, 1935–1952. <https://doi.org/10.5194/hess-18-1935-2014>
- Hodgkins, G.A., Whitfield, P.H., Burn, D.H., Hannaford, J., Renard, B., Stahl, K., Fleig, A.K., Madsen, H., Mediero, L., Korhonen, J., Murphy, C., Wilson, D., 2017. Climate-driven variability in the occurrence of major floods across North America and Europe. *J. Hydrol.* 552, 704–717. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2017.07.027>
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R., 1997. Regional frequency analysis, Assessment. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511529443>
- Hughes, J.D., Petrone, K.C., Silberstein, R.P., 2012. Drought, groundwater storage and stream flow decline in southwestern Australia. *Geophys. Res. Lett.* 39, 1–6. <https://doi.org/10.1029/2011GL050797>
- Hurst, H.E., 1951. Long-term storage capacity of reservoirs. *Trans. Amer. Soc. Civ. Eng.* 116, 770–808.
- Hyndman, R.J., Athanasopoulos, G., 2018. *Forecasting: Principles and Practice*, 2^o ed. Otexts, Melbourne.
- IPCC, 2007. *Climate Change 2007: Synthesis Report*, Climate Change 2007: Synthesis Report. <https://doi.org/10.1256/004316502320517344>
- Johnson, N., Kotz, S., 1970. *Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distribution-II*. New York.
- Junior, C.S., 2017. *Mapbiomas, MapBiomas General “Handbook”*.
- Kalnay, E., Kanamitsu, M., Kistler, R., Collins, W., Deaven, D., Gandin, L., Iredell, M., Saha, S., White, G., Woollen, J., Zhu, Y., Chelliah, M., Ebisuzaki, W., Higgins, W., Janowiak, J., Mo, K.C., Ropelewski, C., Wang, J., Leetmaa, A., Reynolds, R., Jenne, R., Joseph, D., 1996. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project. *Bull. Am. Meteorol. Soc.* [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1996\)077<0437:TNYRP>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1996)077<0437:TNYRP>2.0.CO;2)

- Kayano, M.T., Andreoli, R. V., 2007. Relations of South American summer rainfall interannual variations with the Pacific Decadal Oscillation. *Int. J. Climatol.* 27, 531–540. <https://doi.org/10.1002/joc.1417>
- Kayano, M.T., Capistrano, V.B., 2014. How the Atlantic multidecadal oscillation (AMO) modifies the ENSO influence on the South American rainfall. *Int. J. Climatol.* 34, 162–178. <https://doi.org/10.1002/joc.3674>
- Kendall, M.G., 1975. *Rank Correlation Methods*, London Griffin.
- Kişi, Ö., 2009. Wavelet regression model as an alternative to neural networks for monthly streamflow forecasting. *Hydrol. Process.* 23, 3583–3597. <https://doi.org/10.1002/hyp.7461>
- Knight, J.R., Folland, C.K., Scaife, A.A., 2006. Climate impacts of the Atlantic multidecadal oscillation. *Geophys. Res. Lett.* 33, 2–5. <https://doi.org/10.1029/2006GL026242>
- Koutsoyiannis, D., 2013. Hydrology and change. *Hydrol. Sci. J.* 58, 1177–1197. <https://doi.org/10.1080/02626667.2013.804626>
- Koutsoyiannis, D., 2011. Hurst-Kolmogorov Dynamics and Uncertainty. *J. Am. Water Resour. Assoc.* <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.2011.00543.x>
- Koutsoyiannis, D., 2002. The Hurst phenomenon and fractional Gaussian noise made easy. *Hydrol. Sci. J.* 47, 573–595. <https://doi.org/10.1080/02626660209492961>
- Krklec, K., Domínguez-Villar, D., 2014. Quantification of the impact of moisture source regions on the oxygen isotope composition of precipitation over Eagle Cave, central Spain. *Geochim. Cosmochim. Acta* 134, 39–54. <https://doi.org/10.1016/j.gca.2014.03.011>
- Kwon, H.H., Lall, U., Khalil, A.F., 2007. Stochastic simulation model for nonstationary time series using an autoregressive wavelet decomposition: Applications to rainfall and temperature. *Water Resour. Res.* 43, 1–15. <https://doi.org/10.1029/2006WR005258>
- Lee, T., Ouarda, T.B.M.J., Yoon, S., 2017. KNN-based local linear regression for the analysis and simulation of low flow extremes under climatic influence. *Clim. Dyn.* 49,

3493–3511. <https://doi.org/10.1007/s00382-017-3525-0>

- Lima, C., AghaKouchak, A., Lall, U., 2017. Classification of mechanisms, Climatic Context, Areal Scaling, and Synchronization of floods: the hydroclimatology of floods in the Upper Paraná River Basin, Brazil. *Earth Syst. Dyn. Discuss.* 1–39. <https://doi.org/10.5194/esd-2017-12>
- Lima, C.H., Lall, U., Troy, T.J., Devineni, N., 2013. Non-stationary, climate based flood risk estimation for Negro River at Manaus, Amazonia. *AGU Spring Meet. Abstr.* 1, 6.
- Lima, C.H.R., Kwon, H.H., Kim, J.Y., 2016. A Bayesian beta distribution model for estimating rainfall IDF curves in a changing climate. *J. Hydrol.* <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2016.06.062>
- Lima, C.H.R., Kwon, H.H., Kim, Y.T., 2018. A local-regional scaling-invariant Bayesian GEV model for estimating rainfall IDF curves in a future climate. *J. Hydrol.* <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.08.075>
- Lima, C.H.R., Lall, U., Troy, T.J., Devineni, N., 2015. A climate informed model for nonstationary flood risk prediction: Application to Negro River at Manaus, Amazonia. *J. Hydrol.* 522, 594–602. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.01.009>
- Liu, Y., Liang, X.S., Weisberg, R.H., 2007. Rectification of the bias in the wavelet power spectrum. *J. Atmos. Ocean. Technol.* 24, 2093–2102. <https://doi.org/10.1175/2007JTECHO511.1>
- Lorenzo-Lacruz, J., Vicente-Serrano, S.M., López-Moreno, J.I., Morán-Tejeda, E., Zabalza, J., 2012. Recent trends in Iberian streamflows (1945-2005). *J. Hydrol.* 414–415, 463–475. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.11.023>
- Lyne, V., Hollick, M., 1979. Stochastic Time-Variable Rainfall-Runoff Modeling, in: Institution of Engineers Australia (Org.), Hydrology and Water Resources Symposium. Perth, p. 89–92.
- Mann, H.B., 1945. Nonparametric Tests Against Trend. *Econometrica* 13, 245. <https://doi.org/10.2307/1907187>
- Mantua, N.J., Hare, S.R., Zhang, Y., Wallace, J.M., Francis, R.C., 1997. A Pacific Interdecadal Climate Oscillation with Impacts on Salmon Production. *Bull. Am.*

Meteorol. Soc. 78, 1069–1079. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1997\)078<1069:APICOW>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1997)078<1069:APICOW>2.0.CO;2)

Marengo, J.A., Alves, L.M., Torres, R.R., 2016. Regional climate change scenarios in the Brazilian Pantanal watershed. *Clim. Res.* 68, 201–213. <https://doi.org/10.3354/cr01324>

Marengo, J.A., Liebmann, B., Grimm, A.M., Misra, V., Silva Dias, P.L., Cavalcanti, I.F.A., Carvalho, L.M.V., Berbery, E.H., Ambrizzi, T., Vera, C.S., Saulo, A.C., Noguez-Paegle, J., Zipser, E., Seth, A., Alves, L.M., 2012. Recent developments on the South American monsoon system. *Int. J. Climatol.* 32, 1–21. <https://doi.org/10.1002/joc.2254>

Martin-Vide, J., Lopez-Bustins, J.A., 2006. The Western Mediterranean Oscillation and rainfall in the Iberian Peninsula. *Int. J. Climatol.* 26, 1455–1475. <https://doi.org/10.1002/joc.1388>

Martínez-Fernández, J., Sánchez, N., Herrero-Jiménez, C.M., 2013. Recent trends in rivers with near-natural flow regime: The case of the river headwaters in Spain. *Prog. Phys. Geogr.* 37, 685–700. <https://doi.org/10.1177/0309133313496834>

Martins, E.S., Stedinger, J.R., 2000. Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data. *Water Resour. Res.* 36, 737–744. <https://doi.org/10.1029/1999WR900330>

Massei, N., Laignel, B., Rosero, E., Motelay-Massei, A., Deloffre, J., Yang, Z.L., Rossi, A., 2011. A wavelet approach to the short-term to pluri-decennial variability of streamflow in the Mississippi river basin from 1934 to 1998. *Int. J. Climatol.* 31, 31–43. <https://doi.org/10.1002/joc.1995>

Matthews, T., Murphy, C., McCarthy, G., Broderick, C., Wilby, R.L., 2018. Super Storm Desmond: A process-based assessment. *Environ. Res. Lett.* 13. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa98c8>

Mediero, L., Kjeldsen, T.R., Macdonald, N., Kohnova, S., Merz, B., Vorogushyn, S., Wilson, D., Albuquerque, T., Blöschl, G., Bogdanowicz, E., Castellarin, A., Hall, J., Kobold, M., Kriauciuniene, J., Lang, M., Madsen, H., Onuşluel Gül, G., Perdigão, R.A.P., Roald, L.A., Salinas, J.L., Toumazis, A.D., Veijalainen, N., Órarinsson, Ó.,

2015. Identification of coherent flood regions across Europe by using the longest streamflow records. *J. Hydrol.* 528, 341–360. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2015.06.016>
- Mediero, L., Santillán, D., Garrote, L., Granados, A., 2014. Detection and attribution of trends in magnitude, frequency and timing of floods in Spain. *J. Hydrol.* 517, 1072–1088. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2014.06.040>
- Merz, B., Aerts, J., Arnbjerg-Nielsen, K., Baldi, M., Becker, A., Bichet, A., Blöschl, G., Bouwer, L.M., Brauer, A., Cioffi, F., Delgado, J.M., Gocht, M., Guzzetti, F., Harrigan, S., Hirschboeck, K., Kilsby, C., Kron, W., Kwon, H.H., Lall, U., Merz, R., Nissen, K., Salvatti, P., Swierczynski, T., Ulbrich, U., Viglione, A., Ward, P.J., Weiler, M., Wilhelm, B., Nied, M., 2014. Floods and climate: Emerging perspectives for flood risk assessment and management. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* 14, 1921–1942. <https://doi.org/10.5194/nhess-14-1921-2014>
- Merz, B., Hall, J., Disse, M., Schumann, A., 2010. Fluvial flood risk management in a changing world. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.* 10, 509–527. <https://doi.org/10.5194/nhess-10-509-2010>
- Merz, B., Vorogushyn, S., Uhlemann, S., Delgado, J., Hundedcha, Y., 2012. HESS Opinions: “More efforts and scientific rigour are needed to attribute trends in flood time series”. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 16, 1379–1387. <https://doi.org/10.5194/hess-16-1379-2012>
- Morán-Tejeda, E., López-Moreno, J.I., Ceballos-Barbancho, A., Vicente-Serrano, S.M., 2011. River regimes and recent hydrological changes in the Duero basin (Spain). *J. Hydrol.* 404, 241–258. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.04.034>
- Morettin, P.A., 2014. *Ondas e Ondaletas: da Análise de Fourier à Análise de Ondaletas*, 2^o ed. EDUSP, São Paulo.
- Nadarajah, S., 2007. Probability models for unit hydrograph derivation. *J. Hydrol.* 344, 185–189. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2007.07.004>
- Naghattini, M., Pinto, É.J.D.A., 2007. *Hidrologia Estatística*.
- Nash, J.E., 1959. Systematic determination of unit hydrograph parameters. *J. Geophys.*

- Res. 64, 111–115. <https://doi.org/10.1029/JZ064i001p00111>
- Nelder, J.A., Wedderburn, W.M., 1972. Generalized Linear Models. *J. R. Stat. Soc.* 135, 370–384.
- Newman, M., Alexander, M.A., Ault, T.R., Cobb, K.M., Deser, C., Di Lorenzo, E., Mantua, N.J., Miller, A.J., Minobe, S., Nakamura, H., Schneider, N., Vimont, D.J., Phillips, A.S., Scott, J.D., Smith, C.A., 2016. The Pacific decadal oscillation, revisited. *J. Clim.* 29, 4399–4427. <https://doi.org/10.1175/JCLI-D-15-0508.1>
- Nowak, K., Prairie, J., Rajagopalan, B., Lall, U., 2010. A nonparametric stochastic approach for multisite disaggregation of annual to daily streamflow. *Water Resour. Res.* 46. <https://doi.org/10.1029/2009WR008530>
- Nowak, K.C., Rajagopalan, B., Zagana, E., 2011. Wavelet Auto-Regressive Method (WARM) for multi-site streamflow simulation of data with non-stationary spectra. *J. Hydrol.* 410, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2011.08.051>
- Numaguti, A., 1999. Origin and recycling processes of precipitating water over the Eurasian continent: Experiments using an atmospheric general circulation model. *J. Geophys. Res. Atmos.* 104, 1957–1972. <https://doi.org/10.1029/1998JD200026>
- Obeyssekera, J., Salas, J.D., 2014. Quantifying the Uncertainty of Design Floods under Nonstationary Conditions. *J. Hydrol. Eng.* 19, 1438–1446. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000931](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000931)
- Opitz-Stapleton, S., Gangopadhyay, S., 2011. A non-parametric, statistical downscaling algorithm applied to the Rohini River Basin, Nepal. *Theor. Appl. Climatol.* 103, 375–386. <https://doi.org/10.1007/s00704-010-0301-z>
- Ouarda, T.B.M.J., Labadie, J.W., Fontane, D.G., 1997. INDEXED SEQUENTIAL HYDROLOGIC MODELING FOR HYDROPOWER CAPACITY ESTIMATION. *J. Am. Water Resour. Assoc.* 33, 1337–1349. <https://doi.org/10.1111/j.1752-1688.1997.tb03557.x>
- Paiva, R.C.D. de, Buarque, D.C., Collischonn, W., Bonnet, M.P., Frappart, F., Calmant, S., Mendes, C.A.B., 2013. Large-scale hydrologic and hydrodynamic modeling of the Amazon River basin. *Water Resour. Res.* 49, 1226–1243.

<https://doi.org/10.1002/wrcr.20067>

- Parages, J.L., de Fonseca, B.R., Mohino, E., Losada, T., 2016. Multidecadal Modulation of ENSO Teleconnection with Europe in Late Winter: Analysis of CMIP5 Models. *J. Clim.* 29, 8067–8081. <https://doi.org/10.1175/JCLI-D-15-0596.1>
- Peel, M.C., Finlayson, B.L., McMahon, T.A., 2007. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.* 4, 439–473. <https://doi.org/10.5194/hessd-4-439-2007>
- Pender, D., Patidar, S., Pender, G., Haynes, H., 2015. Stochastic simulation of daily streamflow sequences using a hidden Markov model. *Hydrol. Res.* nh2015114. <https://doi.org/10.2166/nh.2015.114>
- Pettit, 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Appl. Stat.* 28, 126–135.
- Prairie, J., Nowak, K., Rajagopalan, B., Lall, U., Fulp, T., 2008. A stochastic nonparametric approach for streamflow generation combining observational and paleoreconstructed data. *Water Resour. Res.* 44, 1–11. <https://doi.org/10.1029/2007WR006684>
- Pramanik, N., Panda, R.K., Sen, D., 2010. Development of design flood hydrographs using probability density functions. *Hydrol. Process.* 24, 415–428. <https://doi.org/10.1002/hyp.7494>
- Prass, T.S., Bravo, J.M., Clarke, R.T., Collischonn, W., Lopes, S.R.C., 2012. Comparison of forecasts of mean monthly water level in the Paraguay River, Brazil, from two fractionally differenced models. *Water Resour. Res.* 48, 1–13. <https://doi.org/10.1029/2011WR011358>
- Prosdocimi, I., Kjeldsen, T.R., Miller, J.D., 2015. *Water Resources Research*, *Water Resour. Res.* 51, 4244–4262. <https://doi.org/10.1002/2015WR017065>.Received
- Pupim, F. do N., Assine, M.L., Sawakuchi, A.O., 2017. Late Quaternary Cuiabá megafan, Brazilian Pantanal: Channel patterns and paleoenvironmental changes. *Quat. Int.* 438, 108–125. <https://doi.org/10.1016/j.quaint.2017.01.013>
- Ramos, A.M., Trigo, R.M., Liberato, M.L.R., Tomé, R., 2015. Daily Precipitation Extreme

- Events in the Iberian Peninsula and Its Association with Atmospheric Rivers*. *J. Hydrometeorol.* 16, 579–597. <https://doi.org/10.1175/JHM-D-14-0103.1>
- Salas, J.D., Delleur, J.W., Yevjevich, V., Lane, W.L., 1980. *Applied Modeling of Hydrologic Time Series*. Water Resources Publications, Chelsea, Michigan.
- Salas, J.D., Obeysekera, J., 2014. Revisiting the Concepts of Return Period and Risk for Nonstationary Hydrologic Extreme Events. *J. Hydrol. Eng.* 19, 554–568. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)HE.1943-5584.0000820](https://doi.org/10.1061/(ASCE)HE.1943-5584.0000820)
- Salas, J.D., Obeysekera, J., Vogel, R.M., 2018. Techniques for assessing water infrastructure for nonstationary extreme events: a review. *Hydrol. Sci. J.* 63, 325–352. <https://doi.org/10.1080/02626667.2018.1426858>
- Santos, H.G., Carvalho Júnior, W., Dart, R.O., Áglio, M.L.D., Sousa, J.S., Pares, J.G., Fontana, A., Martins, A.L.S., Oliveira, A.P.O., 2011. O novo mapa de solos do Brasil: legenda atualizada. Embrapa Solos.
- Santos, M., Lima, C., 2016. Identification of structural breaks in hydrological maxima time series in, in: *EGU General Assembly 2016*. European Geoscience Union, p. 9467.
- Santos, M., Lima, C., Mediero, L., 2017a. A flood study in Spain using storm track data and K-means clustering, in: *STAHY International Workshop*. Warsaw, p. 2017.
- Santos, M., Mediero, L., Lima, C.H.R., 2017b. Identificación del origen de las tormentas que provocan las avenidas en España utilizando trayectorias de tormentas y técnicas de aprendizaje, in: *Jornadas de Ingeniería del Agua*. La Coruña, p. 1–15.
- Santos, M., Moura, L., Lima, C., Mediero, L., 2017c. Analysis of storm tracks associated with flood events across the Paraguay River Basin, in: *EGU General Assembly 2017*. EGU, Vienna, p. 1.
- Santos, M.S., Lima, C., 2017. Um modelo autorregressivo com covariáveis não homogêneo para previsão de níveis no baixo curso do rio Paraguai, in: *Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos*. Associação Brasileira de Recursos Hídricos, Florianópolis - SC, p. 1–8.
- Santos, M.S., Lima, C.H.R., 2019. ANÁLISE DE TRAJETÓRIAS DE TEMPESTADES ASSOCIADAS A CHEIAS MÁXIMAS ANUAIS NO ALTO RIO PARAGUAI ., in:

Simpósio Brasileiro de Recursos Hídricos. Foz do Iguaçu, p. 1–10.

- Santos, M.S., Lima, C.H.R., Mediero, L., 2018a. MODELO DE CHEIAS ANUAIS BASEADO EM MECANISMOS GERADORES EM UM CONTEXTO NÃO - ESTACIONÁRIO NA BACIA DO RIO PARAGUAI, in: 1º Encontro Nacional de Desastres. ABRHidro, Porto Alegre / RS, p. 1–8.
- Santos, M.S., Mediero, L., Lima, C.H.R., Moura, L.Z., 2018b. Links between different classes of storm tracks and the flood trends in Spain. *J. Hydrol.* 567, 71–85. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2018.10.003>
- Schlesinger, M.E., Ramankutty, N., 1994. An oscillation in the global climate system of period 65–70 years. *Nature* 367, 723–726. <https://doi.org/10.1038/367723a0>
- Seibert, P., Frank, a., 2004. Source-receptor matrix calculation with a Lagrangian particle dispersion model in backward mode. *Atmos. Chem. Phys.* 4, 51–63. <https://doi.org/10.5194/acp-4-51-2004>
- Serago, J.M., Vogel, R.M., 2018. Parsimonious nonstationary flood frequency analysis. *Adv. Water Resour.* 112, 1–16. <https://doi.org/10.1016/j.advwatres.2017.11.026>
- Sharma, A., Tarboton, D.G., Lall, U., 1997. Streamflow simulation: A nonparametric approach. *Water Resour. Res.* 33, 1944–1973.
- Silberstein, R.P., Aryal, S.K., Durrant, J., Pearcey, M., Braccia, M., Charles, S.P., Boniecka, L., Hodgson, G.A., Bari, M.A., Viney, N.R., McFarlane, D.J., 2012. Climate change and runoff in south-western Australia. *J. Hydrol.* 475, 441–455. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2012.02.009>
- Silio-Calzada, A., Barquín, J., Huszar, V.L.M., Mazzeo, N., Méndez, F., Álvarez-Martínez, J.M., 2017. Long-term dynamics of a floodplain shallow lake in the Pantanal wetland: Is it all about climate? *Sci. Total Environ.* 605–606, 527–540. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2017.06.183>
- Singh, S.K., 2000. Transmutin synthetic unit hydrographs into Gamma distribution. *J. Hydrol. Eng.* 1, 380–385.
- Slater, L.J., Khouakhi, A., Wilby, R.L., 2019. River channel conveyance capacity adjusts to modes of climate variability. *Sci. Rep.* 9. <https://doi.org/10.1038/s41598-019->

- Slater, L.J., Villarini, G., 2017. Evaluating the drivers of seasonal streamflow in the U.S. Midwest. *Water (Switzerland)* 9, 1–22. <https://doi.org/10.3390/w9090695>
- Slater, L.J., Villarini, G., 2016. Recent trends in U.S. flood risk. *Geophys. Res. Lett.* 43, 12,428–12,436. <https://doi.org/10.1002/2016GL071199>
- Smakhtin, V.U., 2001. Low flow hydrology: a review. *J. Hydrol.* 240, 147–186.
- Sordo-Ward, A., Bejarano, M.D., Iglesias, A., Asenjo, V., Garrote, L., 2017. Analysis of current and future SPEI droughts in the La Plata Basin based on results from the regional Eta Climate Model. *Water (Switzerland)* 9. <https://doi.org/10.3390/w9110857>
- Sorribas, M.V., Paiva, R.C.D., Melack, J.M., Bravo, J.M., Jones, C., Carvalho, L., Beighley, E., Forsberg, B., Costa, M.H., 2016. Projections of climate change effects on discharge and inundation in the Amazon basin. *Clim. Change.* <https://doi.org/10.1007/s10584-016-1640-2>
- Souza Filho, F.A., Lall, U., 2003. Seasonal to interannual ensemble streamflow forecasts for Ceara, Brazil: Applications of a multivariate, semiparametric algorithm. *Water Resour. Res.* 39, 1–13. <https://doi.org/10.1029/2002WR001373>
- Ssegane, H., Amatya, D.M., Muwamba, A., Chescheir, G.M., Appelboom, T., Tollner, E.W., Nettles, J.E., Youssef, M.A., Birgand, F., Skaggs, R.W., 2017. Calibration of paired watersheds: Utility of moving sums in presence of externalities. *Hydrol. Process.* 31, 3458–3471. <https://doi.org/10.1002/hyp.11248>
- Steinschneider, S., Brown, C., 2012. Forecast-informed low-flow frequency analysis in a Bayesian framework for the northeastern United States. *Water Resour. Res.* 48, 1–14. <https://doi.org/10.1029/2012WR011860>
- Stohl, A., James, P., 2004. A Lagrangian Analysis of the Atmospheric Branch of the Global Water Cycle. Part I: Method Description, Validation, and Demonstration for the August 2002 Flooding in Central Europe. *J. Hydrometeorol.* 5, 656–678. [https://doi.org/10.1175/1525-7541\(2004\)005<0656:ALAOTA>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1525-7541(2004)005<0656:ALAOTA>2.0.CO;2)
- Tantanee, S., Patamatammakul, S., Oki, T., Sriboonlue, V., Prempre, T., 2005. Coupled

- Wavelet-Autoregressive Model for Annual Rainfall Prediction. *J. Environ. Hydrol.* 13, 1–8.
- Tedeschi, R.G., Cavalcanti, I.F.A., Grimm, A.M., 2013. Influences of two types of ENSO on South American precipitation. *Int. J. Climatol.* 33, 1382–1400. <https://doi.org/10.1002/joc.3519>
- Tesfaye, Y.G., Meerschaert, M.M., Anderson, P.L., 2006. Identification of periodic autoregressive moving average models and their application to the modeling of river flows. *Water Resour. Res.* 42, 1–11. <https://doi.org/10.1029/2004WR003772>
- Torrence, C., Compo, G.P., 1998. A practical guide to wavelet analysis. *Bull. Am. Meteor. Soc.* 79, 61–78. [https://doi.org/10.1175/1520-0477\(1998\)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2](https://doi.org/10.1175/1520-0477(1998)079<0061:APGTWA>2.0.CO;2)
- Toulemonde, G., Guillou, A., Naveau, P., 2013. Particle filtering for Gumbel-distributed daily maxima of methane and nitrous oxide. *Environmetrics* 24, 51–62. <https://doi.org/10.1002/env.2192>
- Toulemonde, G., Guillou, A., Naveau, P., Vrac, M., Chevallier, F., 2010. Autoregressive models for maxima and their applications to CH₄ and N₂O. *Environmetrics* 21, 189–207. <https://doi.org/10.1002/env.992>
- Tout, D.G., Kemp, V., 1985. the Named Winds of Spain. *Weather* 40, 322–329. <https://doi.org/10.1002/j.1477-8696.1985.tb03721.x>
- Viglione, A., Merz, B., Viet Dung, N., Parajka, J., Nester, T., Blöschl, G., 2016. Attribution of regional flood changes based on scaling fingerprints. *Water Resour. Res.* 52, 5322–5340. <https://doi.org/10.1002/2016WR019036>.Received
- Wallace, J.M., Hobbs, P. V., 2006. Atmospheric Science: An Introductory Survey, *Annals of surgery*. <https://doi.org/10.1007/s007690000247>
- Wang, S., Huang, J., He, Y., Guan, Y., 2014. Combined effects of the Pacific Decadal Oscillation and El Niño-Southern Oscillation on Global Land Dry-Wet Changes. *Sci. Rep.* 4, 1–8. <https://doi.org/10.1038/srep06651>
- Wang, W., Hu, S., Li, Y., 2011. Wavelet Transform Method for Synthetic Generation of Daily Streamflow. *Water Resour. Manag.* 25, 41–57. <https://doi.org/10.1007/s11269->

- Weng, H., Ashok, K., Behera, S.K., Rao, S.A., Yamagata, T., 2007. Impacts of recent El Niño Modoki on dry/wet conditions in the Pacific rim during boreal summer. *Clim. Dyn.* 29, 113–129. <https://doi.org/10.1007/s00382-007-0234-0>
- Wise, E.K., Dannenberg, M.P., 2017. Reconstructed storm tracks reveal three centuries of changing moisture delivery to North America. *Sci. Adv.* 3. <https://doi.org/10.1126/sciadv.1602263>
- Xu, X., Yang, D., Yang, H., Lei, H., 2014. Attribution analysis based on the Budyko hypothesis for detecting the dominant cause of runoff decline in Haihe basin. *J. Hydrol.* 510, 530–540. <https://doi.org/10.1016/j.jhydrol.2013.12.052>
- Yao, Y.C., 1988. Estimating the number of change-points via Schwarz' criterion. *Stat. Probab. Lett.* 6, 181–189. [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(88\)90118-6](https://doi.org/10.1016/0167-7152(88)90118-6)
- Yusof, F., Kane, I.L., Yusop, Z., 2013. Structural break or long memory: An empirical survey on daily rainfall data sets across Malaysia. *Hydrol. Earth Syst. Sci.* 17, 1311–1318. <https://doi.org/10.5194/hess-17-1311-2013>
- Zeileis, A., Kleiber, C., Walter, K., Hornik, K., 2003. Testing and dating of structural changes in practice. *Comput. Stat. Data Anal.* 44, 109–123. [https://doi.org/10.1016/S0167-9473\(03\)00030-6](https://doi.org/10.1016/S0167-9473(03)00030-6)
- Zeilhofer, P., de Moura, R.M., 2009. Hydrological changes in the northern Pantanal caused by the Manso dam: Impact analysis and suggestions for mitigation. *Ecol. Eng.* 35, 105–117. <https://doi.org/10.1016/j.ecoleng.2008.09.011>
- Zucchini, W., Guttorp, P., 1991. A Hidden Markov Model for Space-Time Precipitation. *Water Resour. Res.* 27, 1917–1923. <https://doi.org/10.1029/91WR01403>

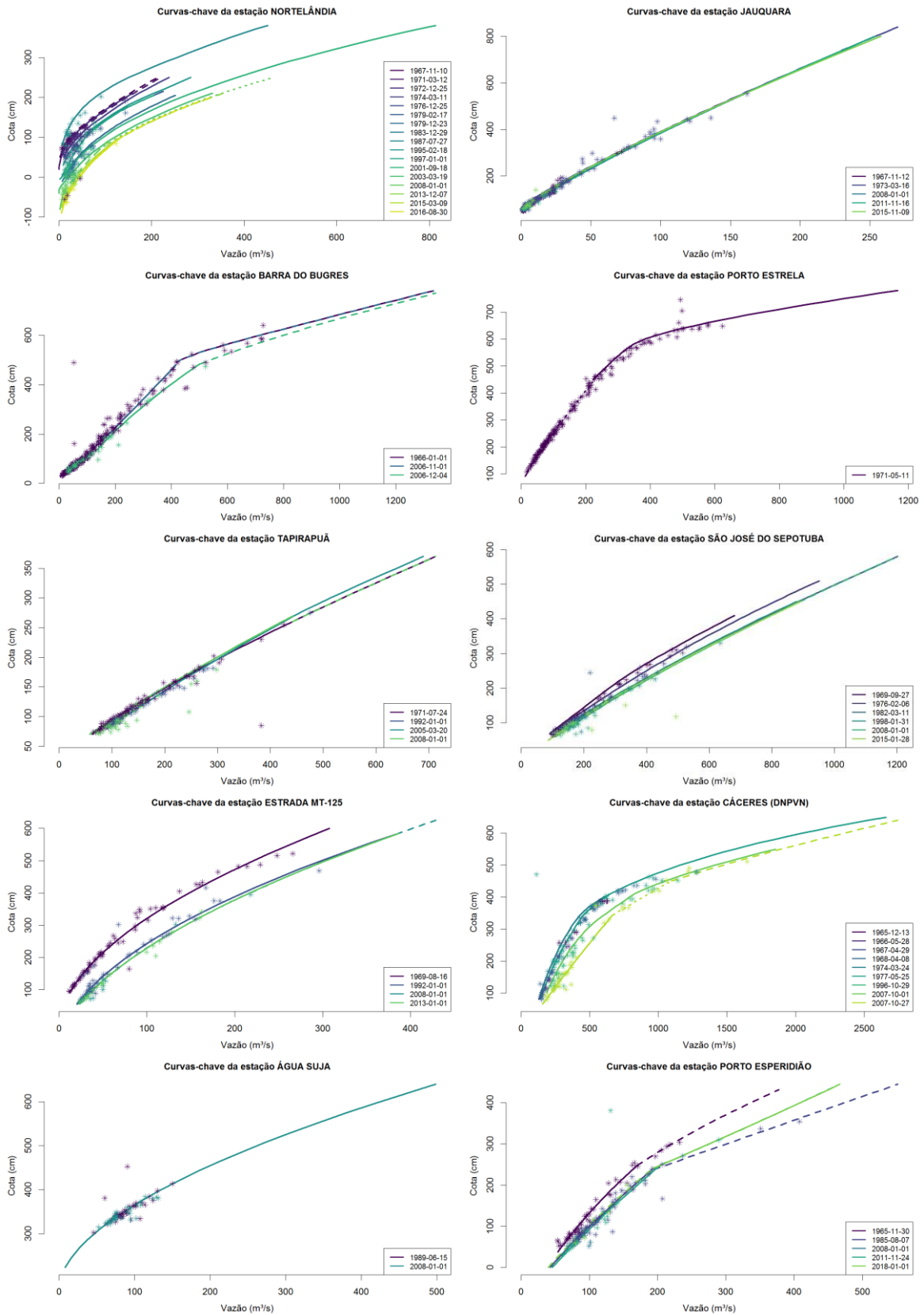
APÊNDICES

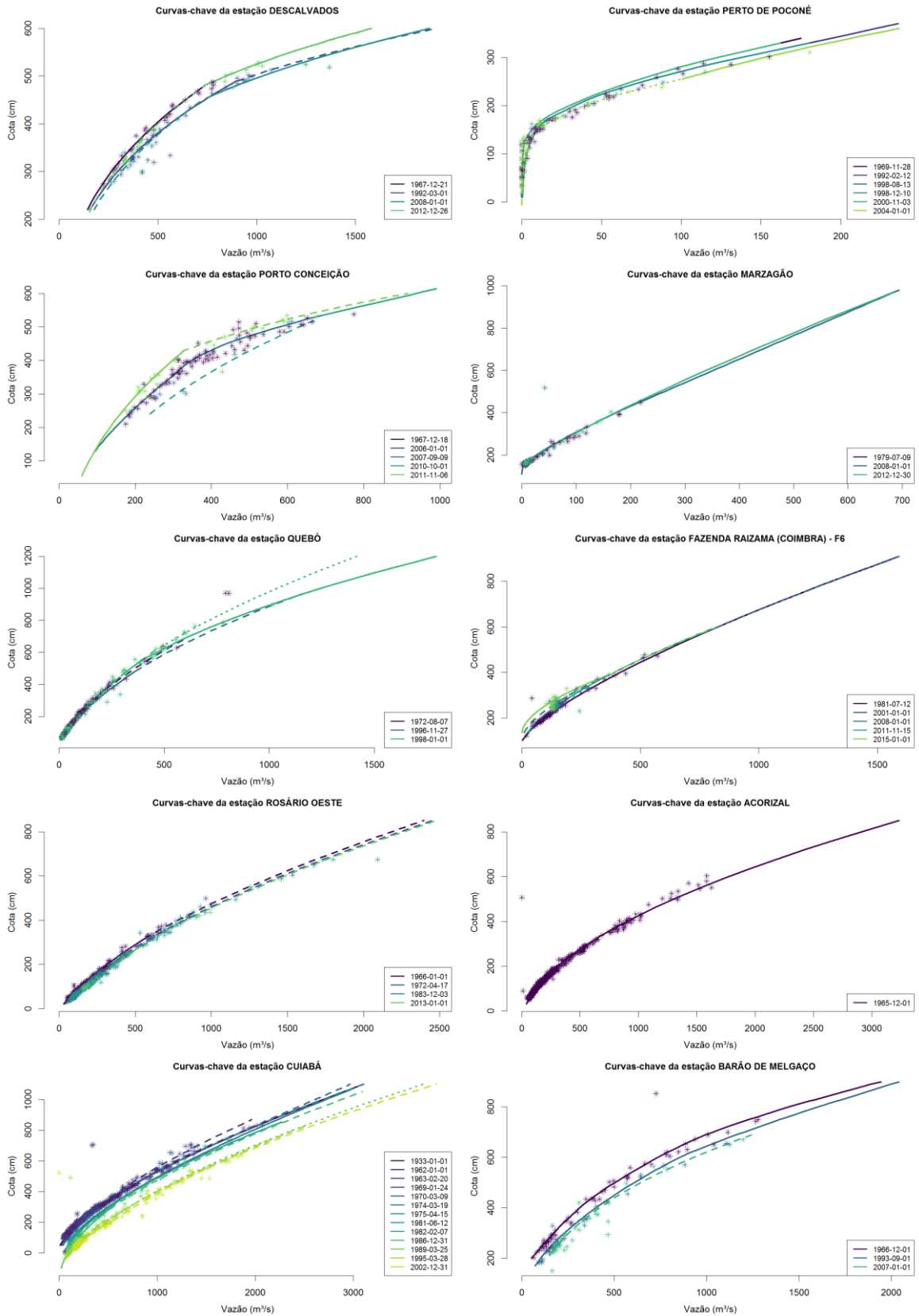
APÊNDICE A - LISTA DAS ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS E PLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS NO PRESENTE ESTUDO

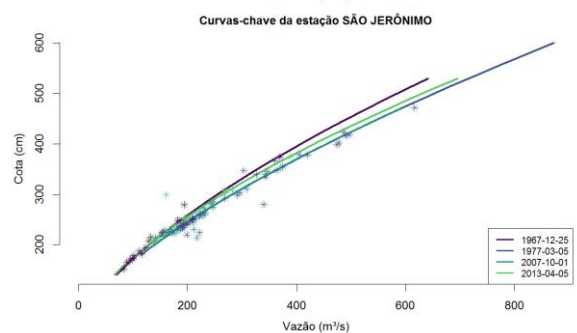
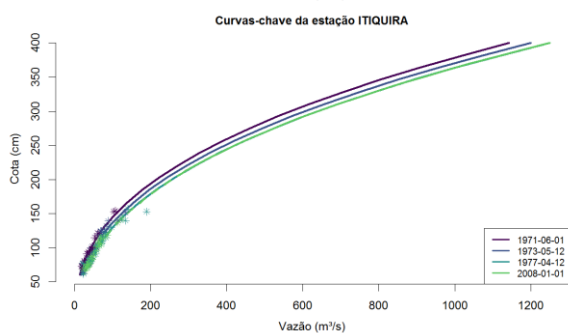
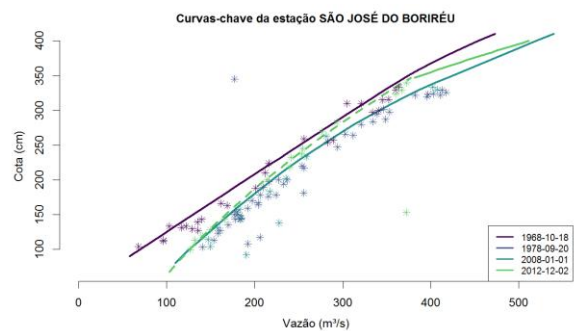
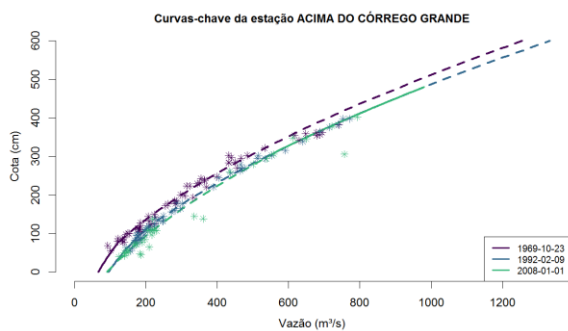
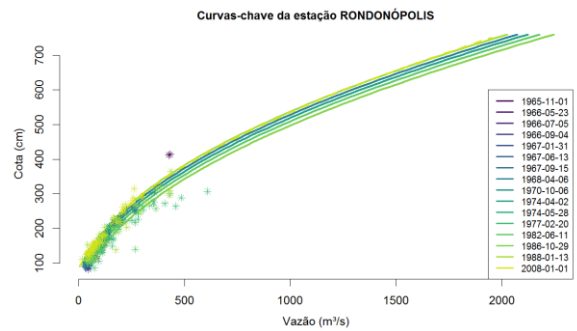
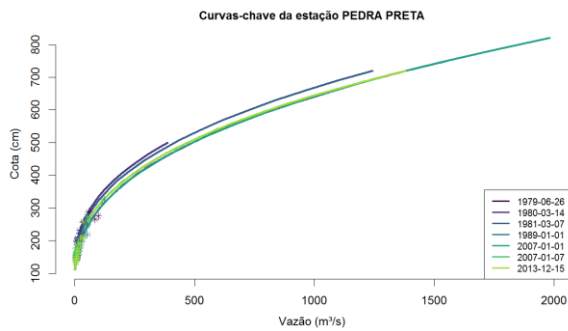
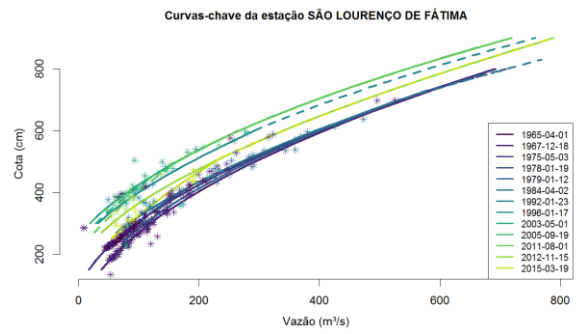
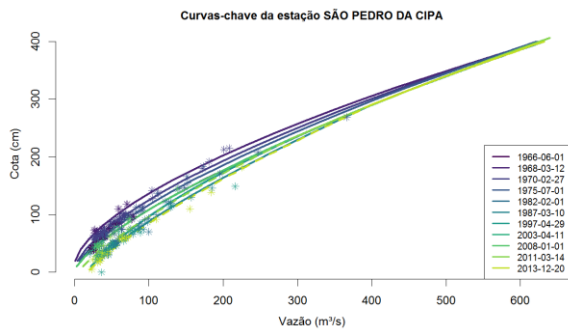
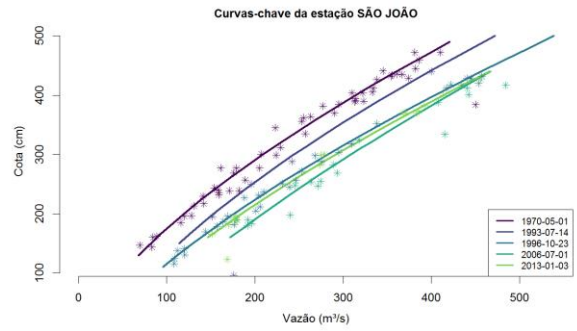
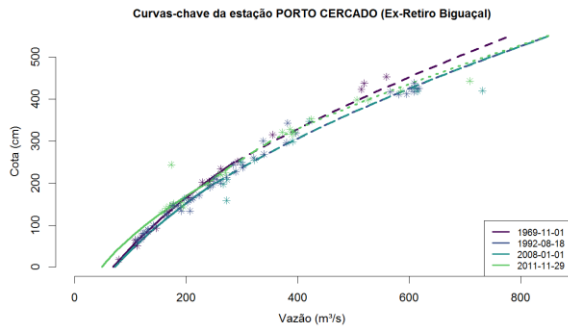
Tabela A.0.1. Lista das estações fluviométricas e pluviométricas utilizadas no presente estudo.

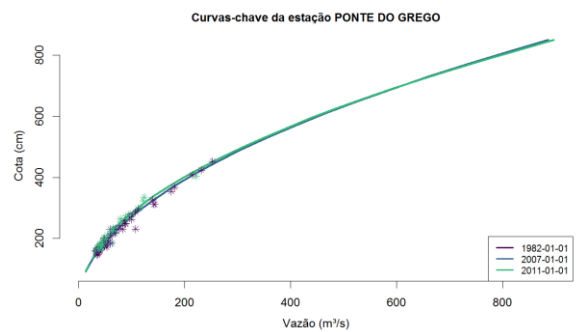
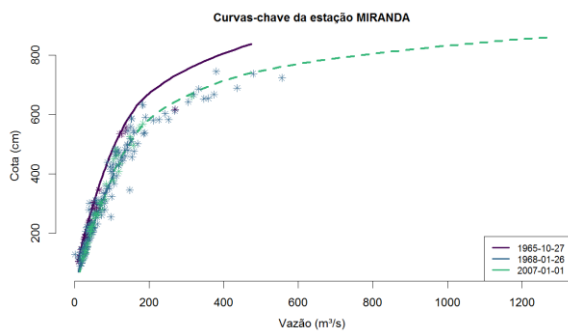
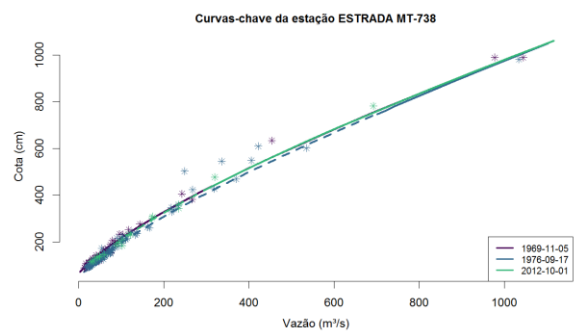
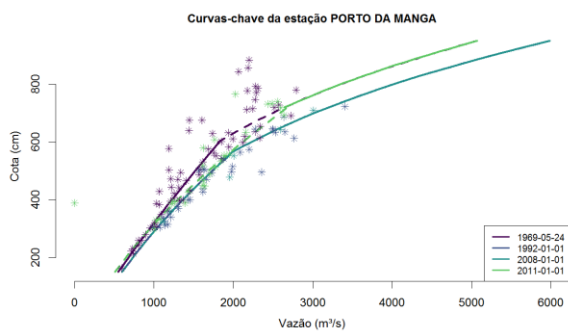
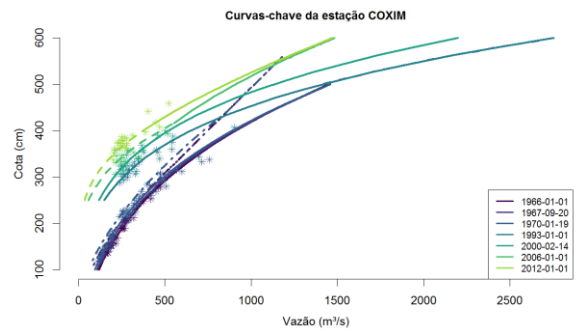
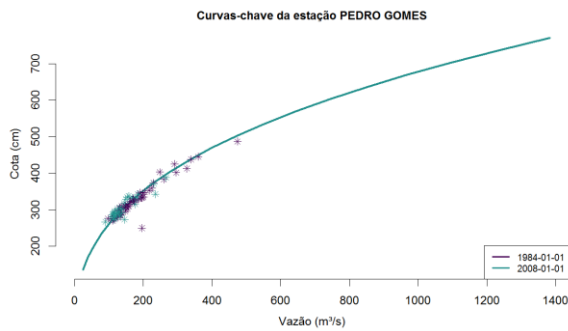
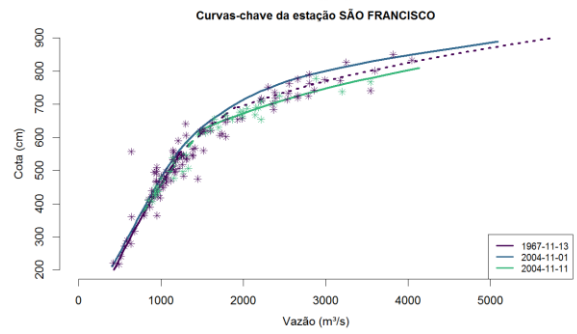
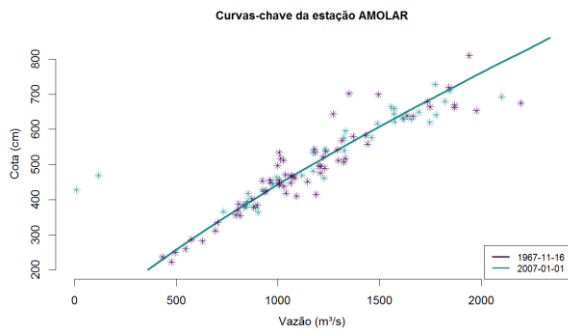
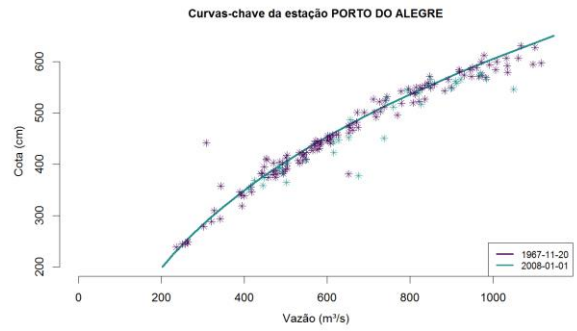
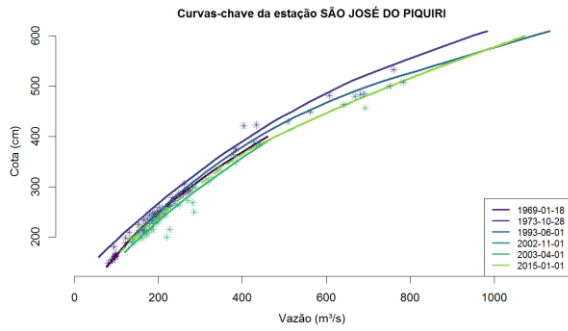
N	Código	Área de Drenagem	Nome	Código do rio	Latitude	Longitude
1	66006000	1600	NORTELÂNDIA	66110000	-14,45	-56,81
2	66008000	1310	JAUQUARA	66121000	-15,16	-57,08
3	66010000	9250	BARRA DO BUGRES	66001000	-15,07	-57,18
4	66015000	12100	PORTO ESTRELA	66001000	-15,32	-57,22
5	66050000	5290	TAPIRAPUÃ	66130000	-14,85	-57,76
6	66055000	8090	SÃO JOSÉ DO SEPOTUBA	66130000	-15,09	-57,68
7	66065000	3620	ESTRADA MT-125	66140000	-15,46	-57,89
8	66070004	32400	CÁCERES (DNPVN)	66001000	-16,07	-57,7
9	66071400	2860	ÁGUA SUJA	66200000	-15,49	-58,59
10	66072000	5660	PORTO ESPERIDIÃO	66200000	-15,85	-58,46
11	66090000	47100	DESCALVADOS	66001000	-16,73	-57,74
12	66110000	2910	PERTO DE POCONÉ	66211000	-16,31	-56,54
13	66120000	64000	PORTO CONCEIÇÃO	66001000	-17,14	-57,35
14	66140000	2320	MARZAGÃO	66223000	-14,54	-55,84
15	66160000	4260	QUEBÓ	66223000	-14,65	-56,13
16	66231000	9580	FAZENDA RAIZAMA (COIMBRA) - F6	66223100	-14,84	-55,85
17	66250001	16000	ROSÁRIO OESTE	66223000	-14,83	-56,41
18	66255000	19700	ACORIZAL	66223000	-15,2	-56,36
19	66260001	23500	CUIABÁ	66223000	-15,61	-56,1
20	66280000	28900	BARÃO DE MELGAÇO	66223000	-16,19	-55,96
21	66340000	36900	PORTO CERCADO (Ex-Retiro Biguaçal)	66223000	-16,51	-56,37
22	66360000	38500	SÃO JOÃO	66223000	-16,94	-56,63
23	66380000	3240	SÃO PEDRO DA CIPA	66220000	-15,99	-54,92
24	66400000	6990	SÃO LOURENÇO DE FÁTIMA	66220000	-16,31	-54,92
25	66440000	2180	PEDRA PRETA	66222600	-16,6	-54,45
26	66450001	12300	RONDONÓPOLIS	66222680	-16,47	-54,65
27	66460000	23000	ACIMA DO CÓRREGO GRANDE	66220000	-16,6	-55,2
28	66470000	24100	SÃO JOSÉ DO BORIRÉU	66220000	-16,92	-56,22
29	66490000	3970	ESTRADA BR-163	66225540	-17,61	-54,83
30	66520000	2920	ITUIQUIRA	66225000	-17,2	-54,15
31	66600000	23300	SÃO JERÔNIMO	66225500	-17,2	-56
32	66650000	30000	SÃO JOSÉ DO PIQUIRI	66225500	-17,29	-56,38
33	66750000	103000	PORTO DO ALEGRE	66223000	-17,62	-56,96
34	66800000	234000	AMOLAR	66001000	-18,03	-57,48
35	66810000	243000	SÃO FRANCISCO	66001000	-18,39	-57,39
36	66845000	9730	PEDRO GOMES	66320000	-18,16	-54,47
37	66870000	27600	COXIM	66320000	-18,5	-54,76
38	66895000	327000	PORTO DA MANGA	66001000	-19,25	-57,23
39	66900000	11600	ESTRADA MT-738	66420000	-20,76	-56,09
40	66910000	15000	MIRANDA	66420000	-20,24	-56,39
41	66926000	6330	PONTE DO GREGO	66425000	-20,15	-55,09
42	66941000	10900	PALMEIRAS	66425000	-20,44	-55,42
43	66945000	15700	AQUIDAUANA	66425000	-20,47	-55,8
44	66950000	17200	PORTO CIRIACO	66425000	-19,69	-56,28
45	67100000	576000	PORTO MURTINHO	66001000	-21,7	-57,89
46	67170000	10200	SÃO CARLOS	67140000	-22,22	-57,3

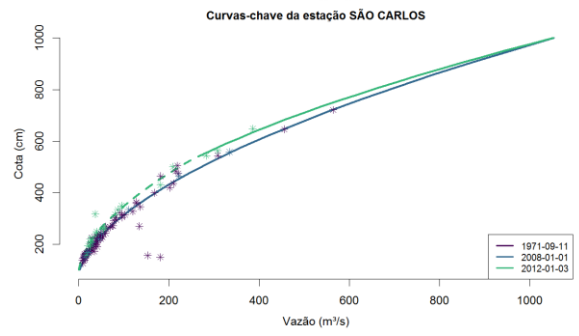
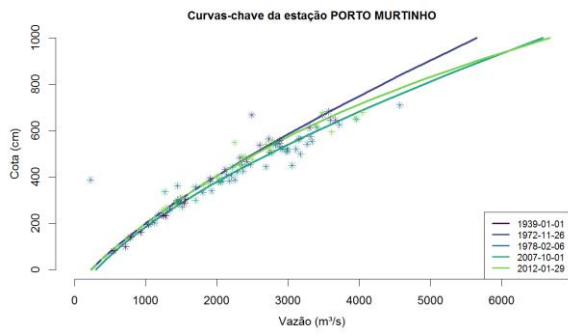
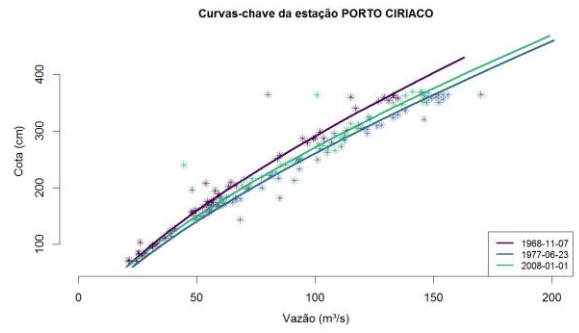
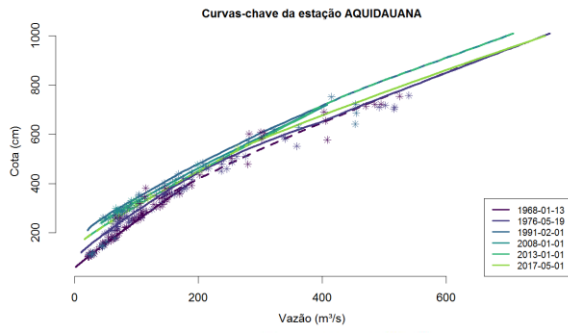
APÊNDICE B. CURVAS-CHAVE DAS ESTAÇÕES FLUVIOMÉTRICAS UTILIZADAS



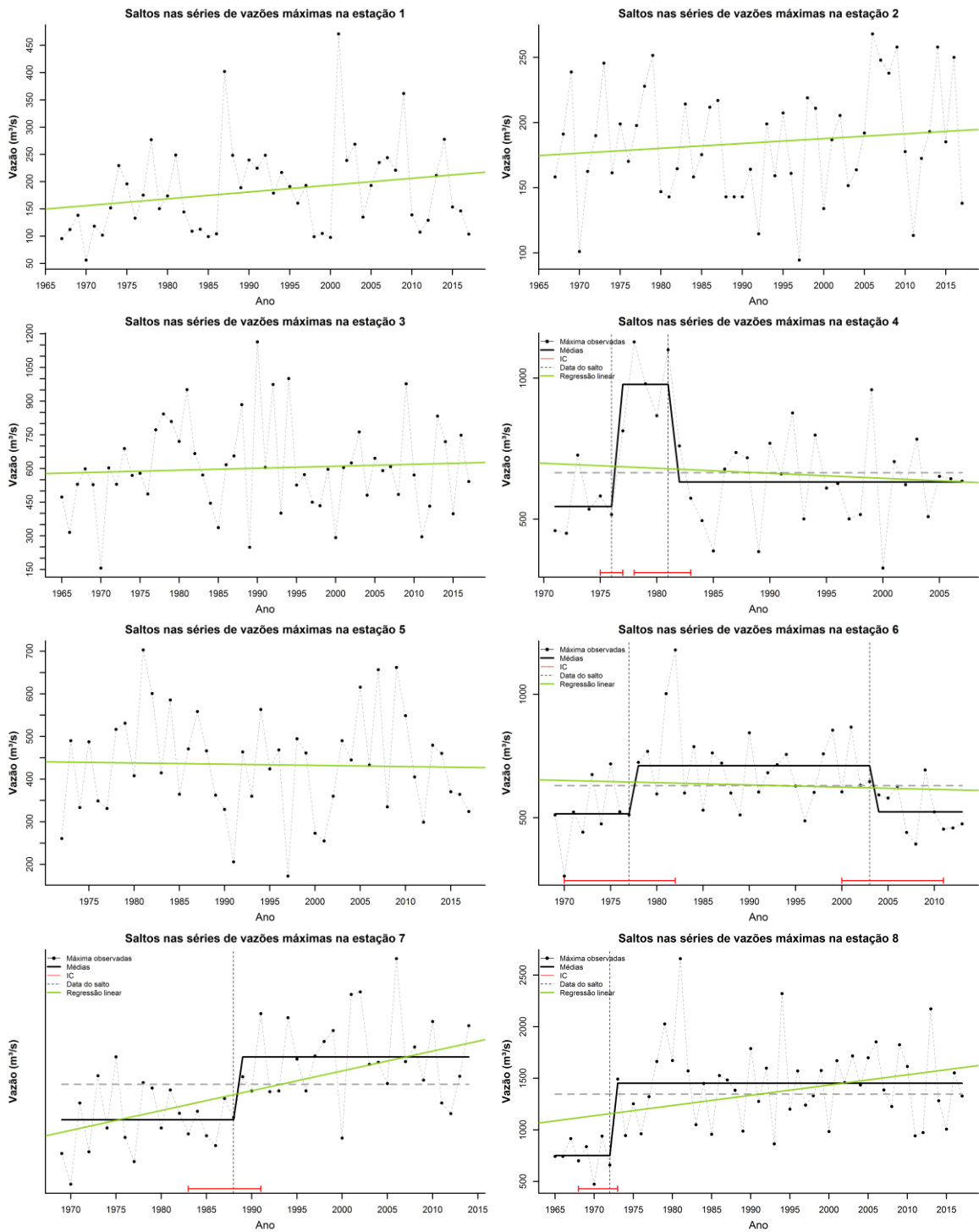


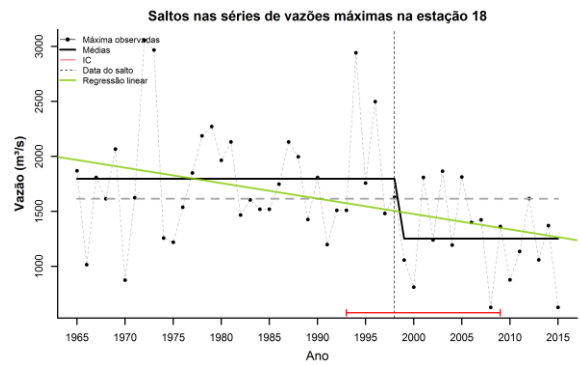
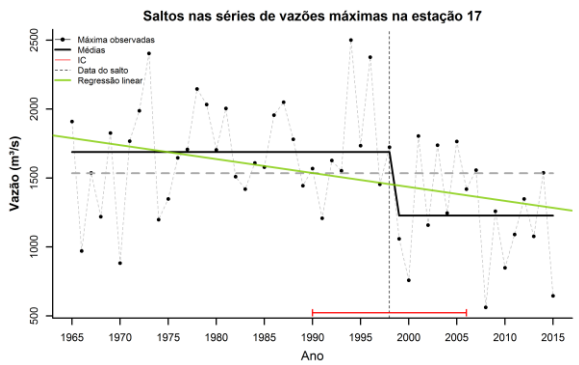
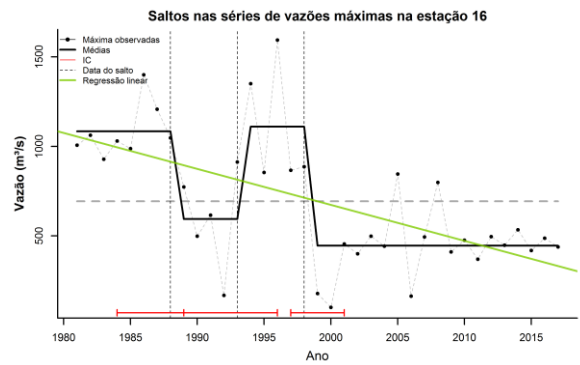
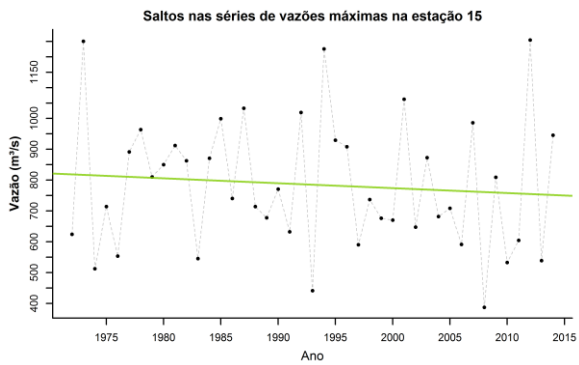
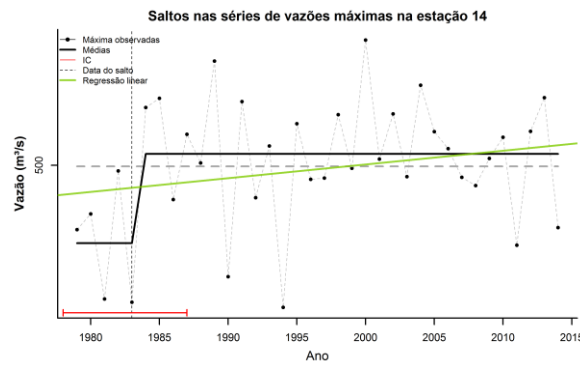
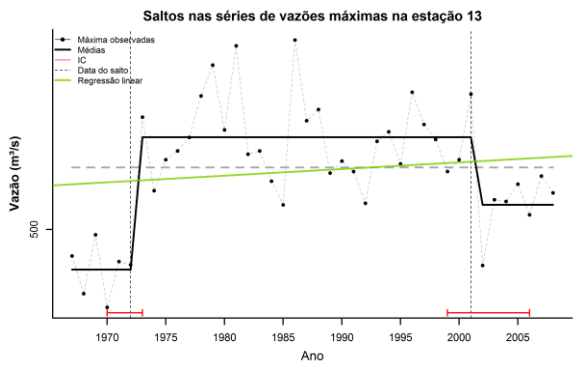
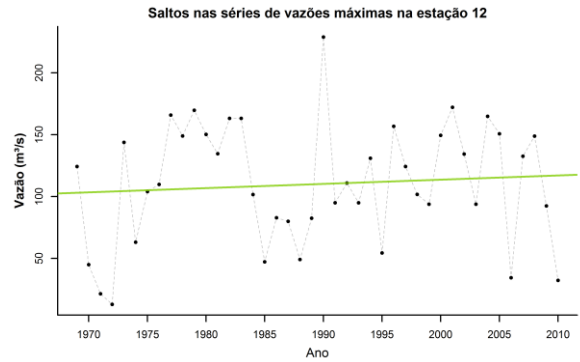
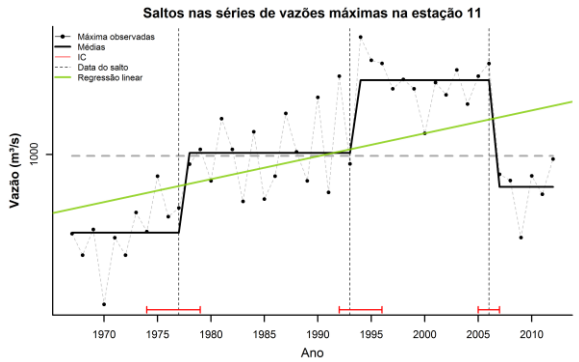
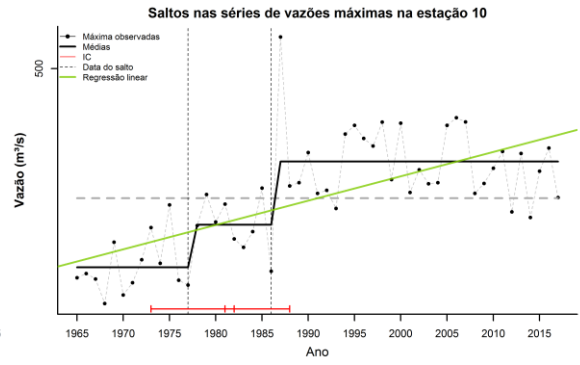
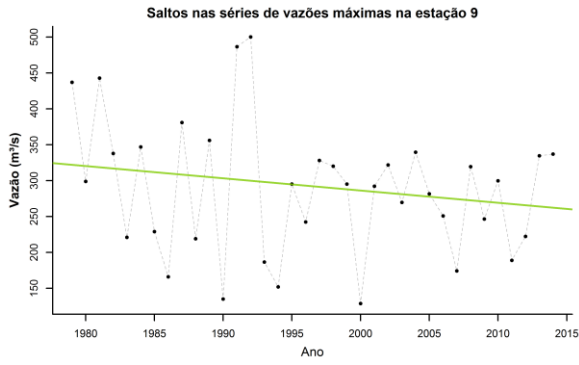


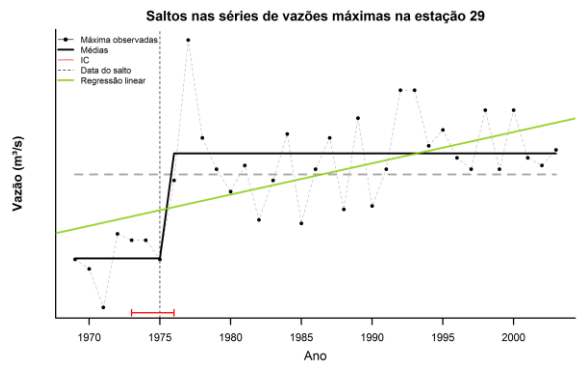
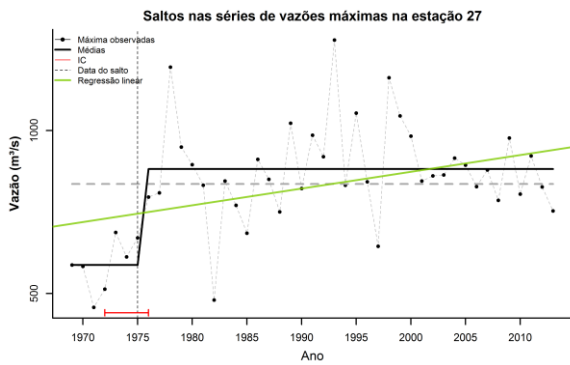
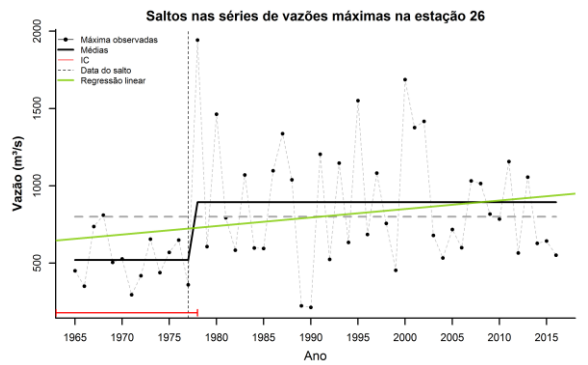
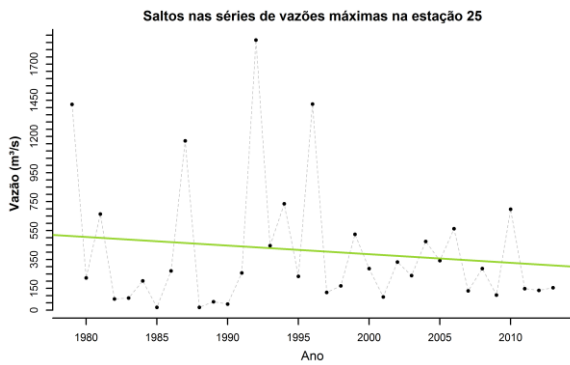
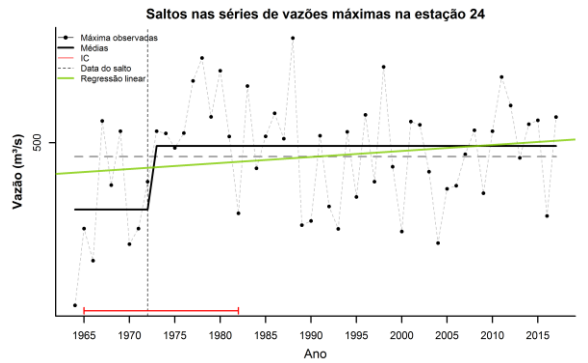
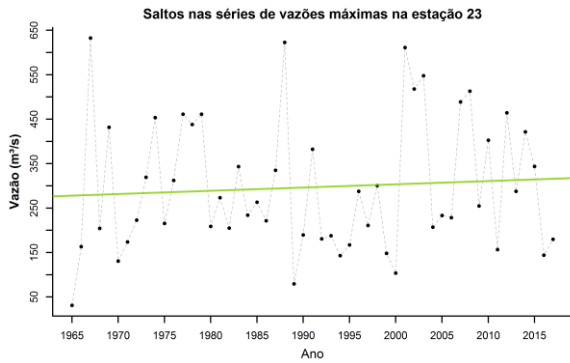
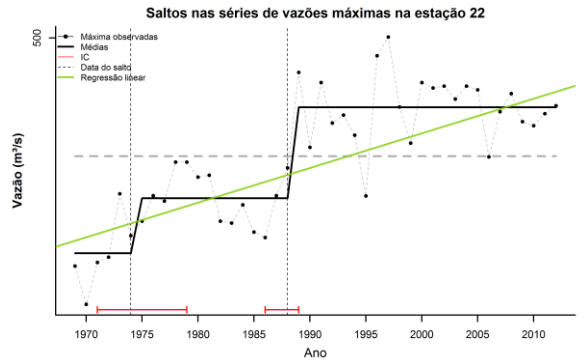
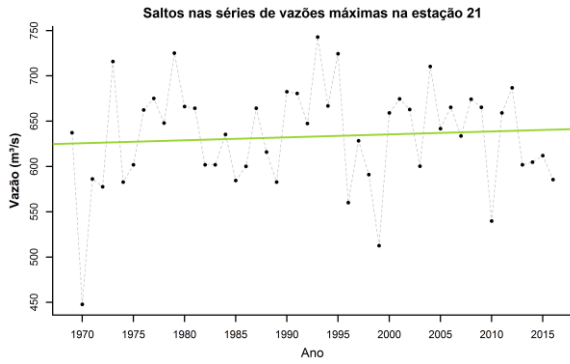
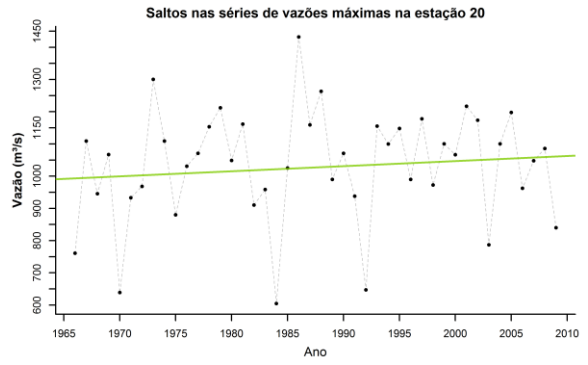
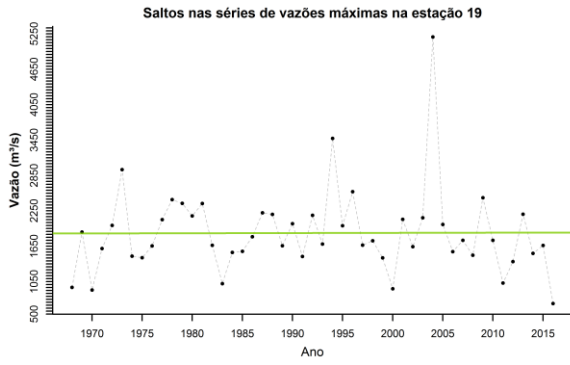


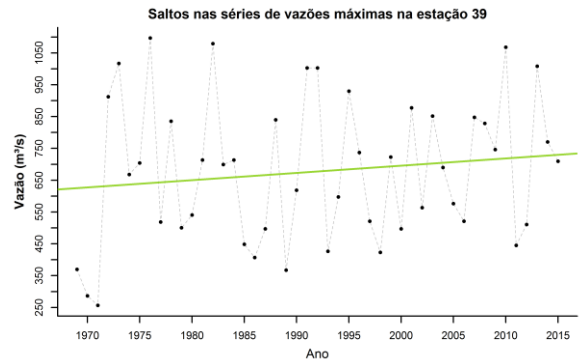
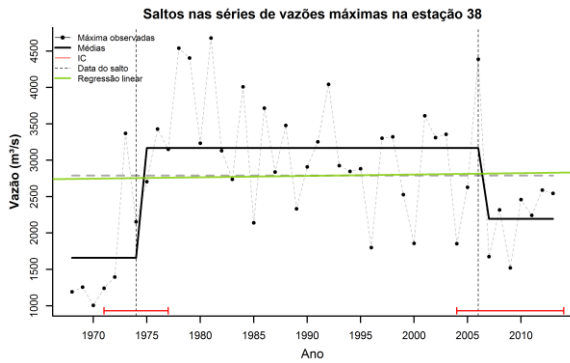
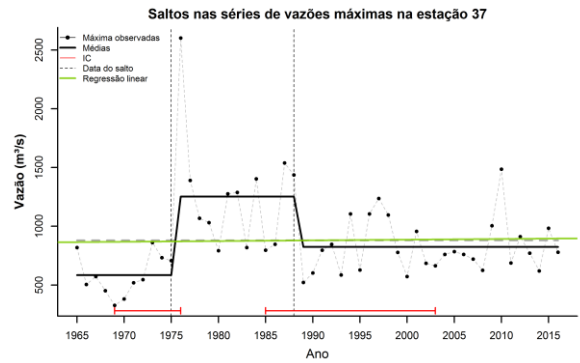
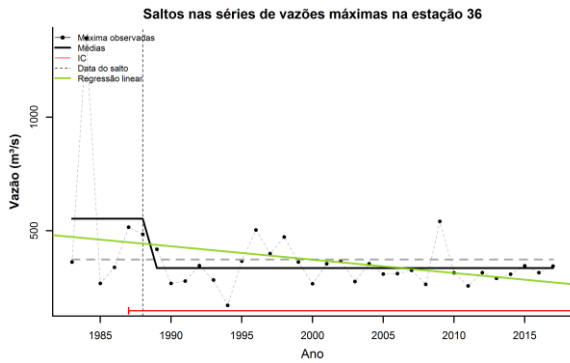
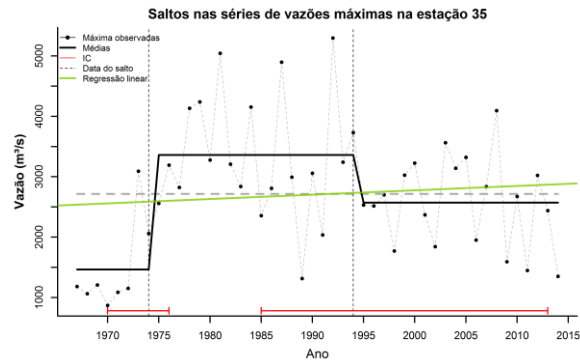
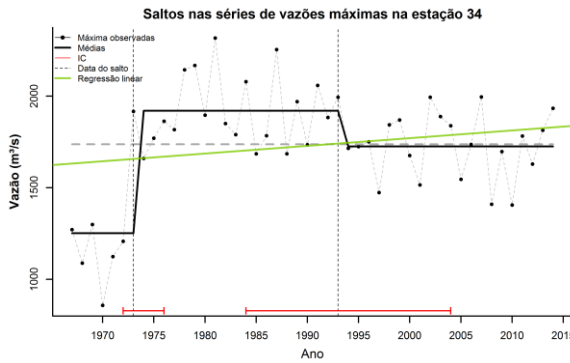
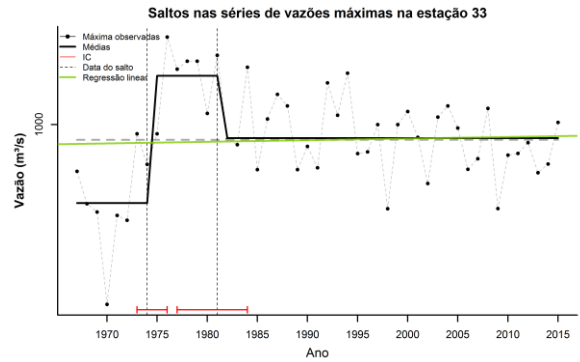
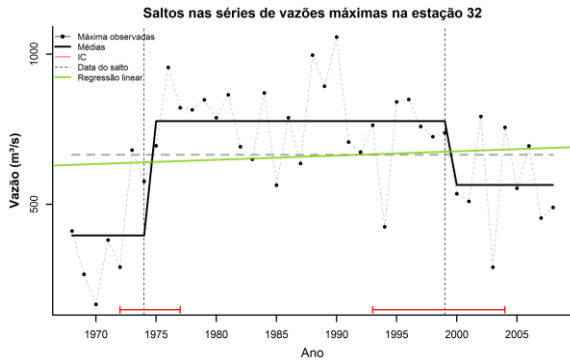
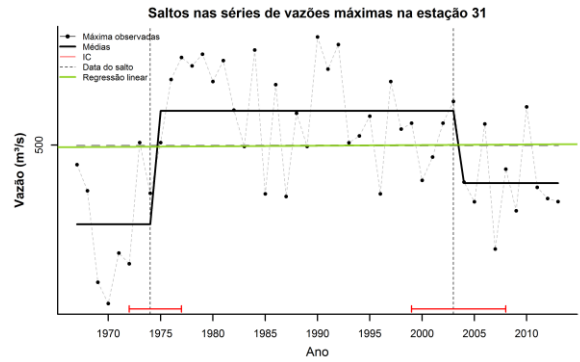
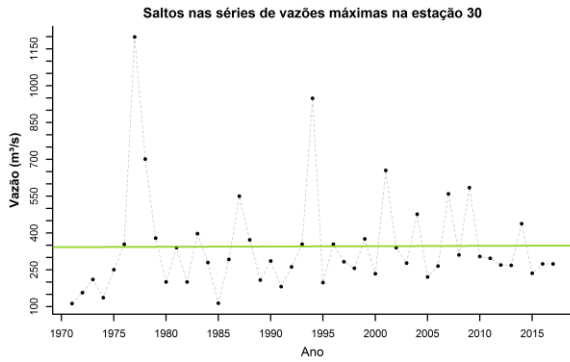


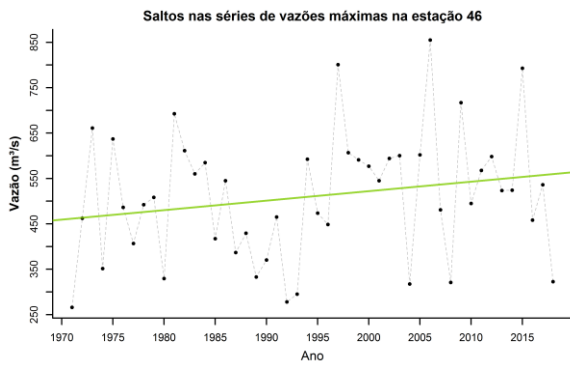
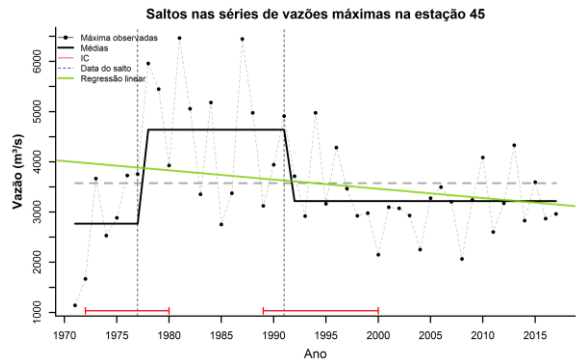
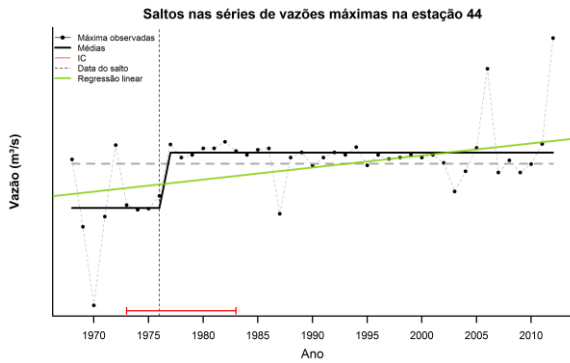
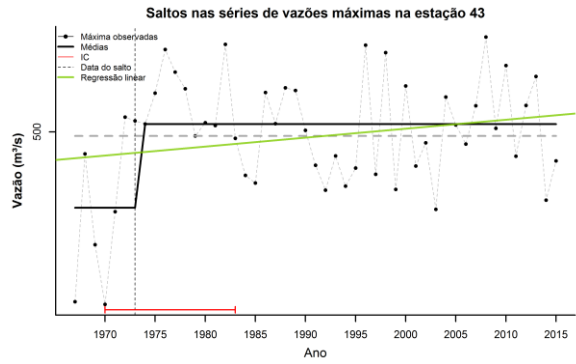
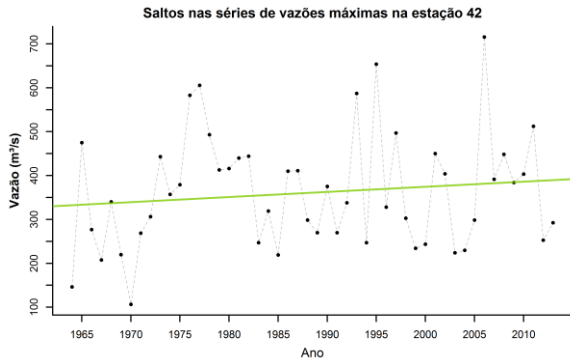
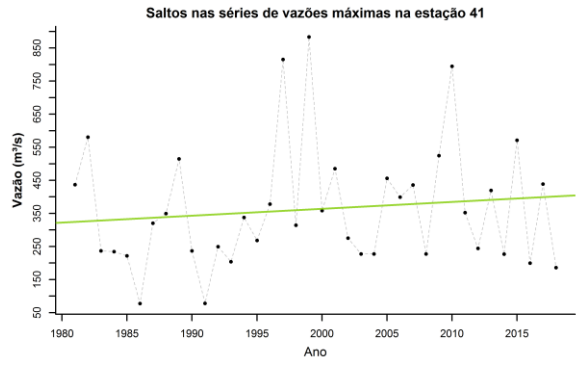
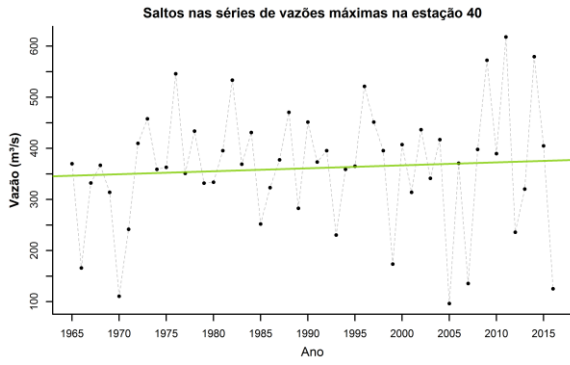
APÊNDICE C. RESULTADOS DO TESTE DE MÚLTIPLOS SALTOS APLICADO ÀS SÉRIES DE MÁXIMOS ANUAIS NAS 46 ESTAÇÕES ESTUDADAS.





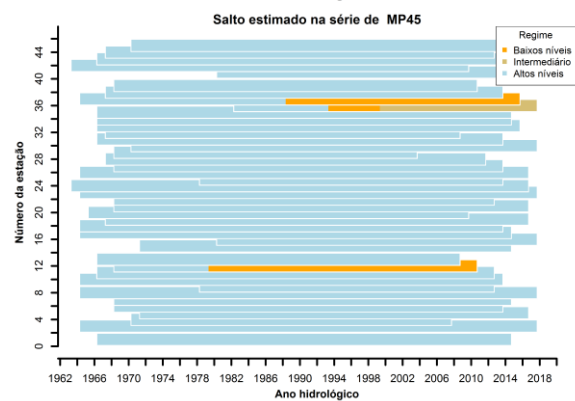
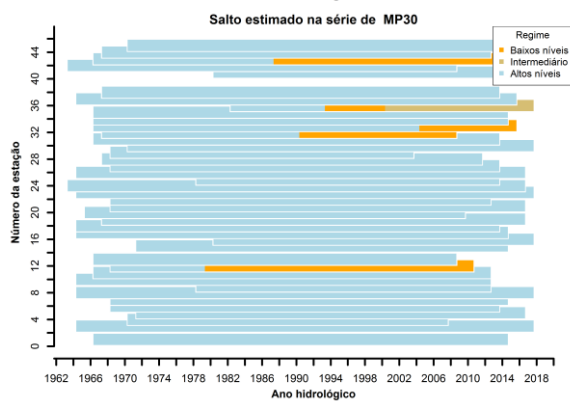
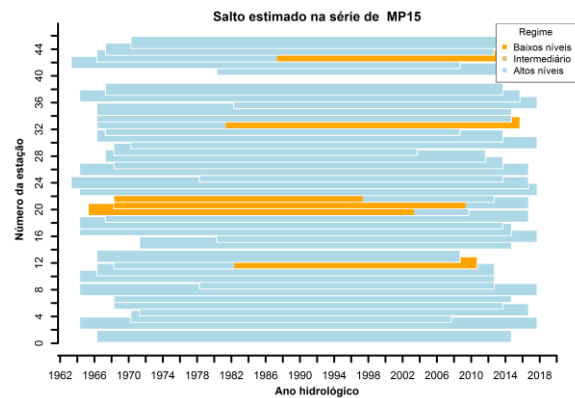
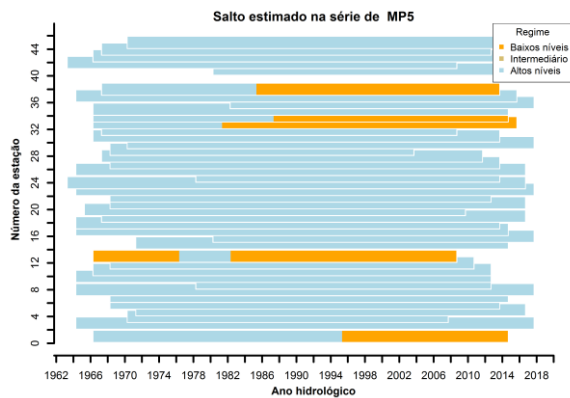
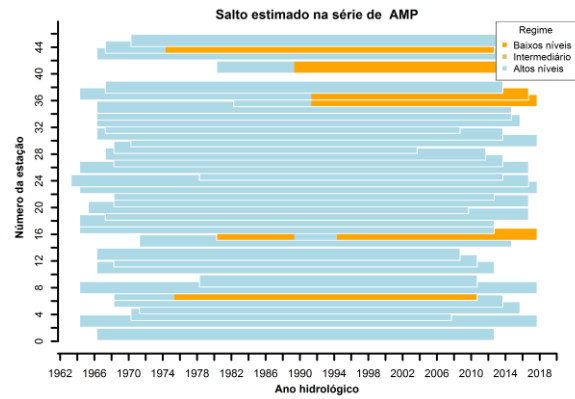
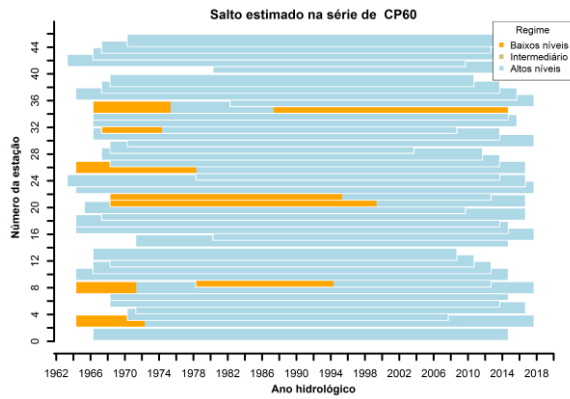
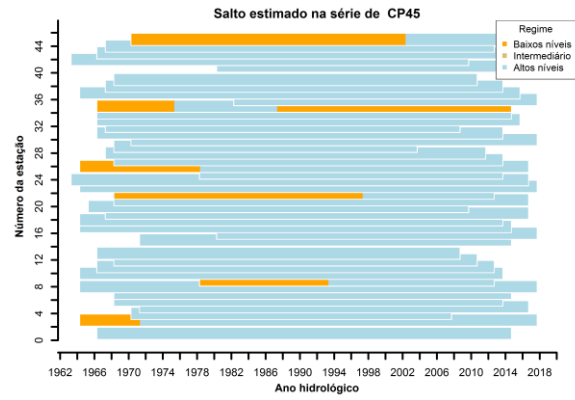
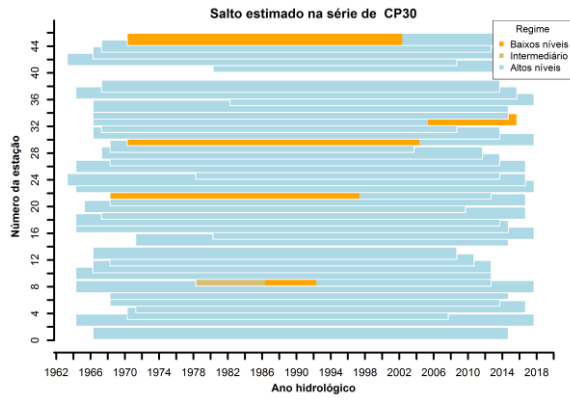


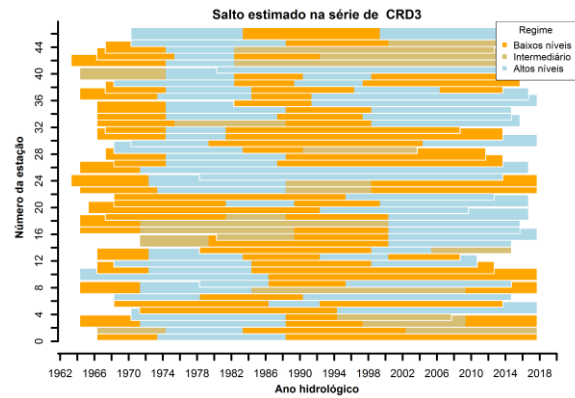
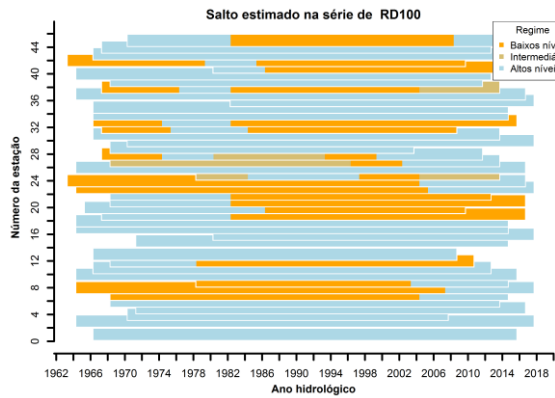
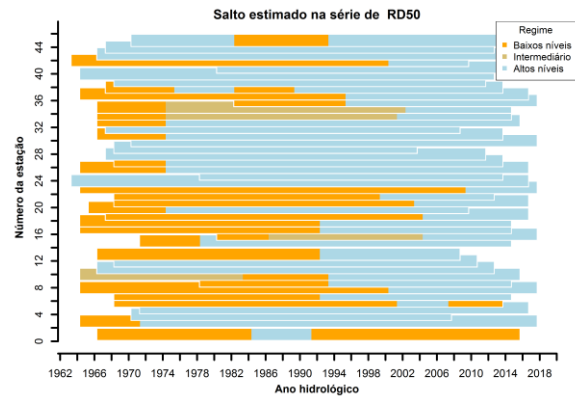
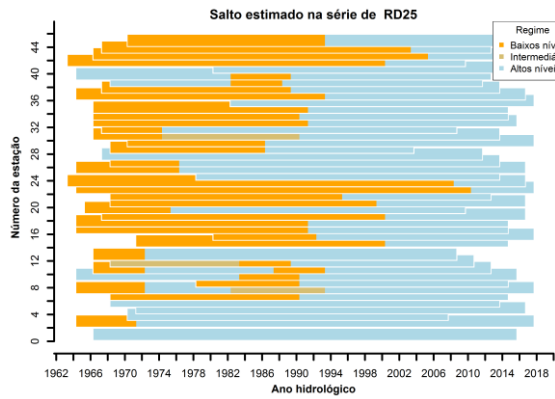
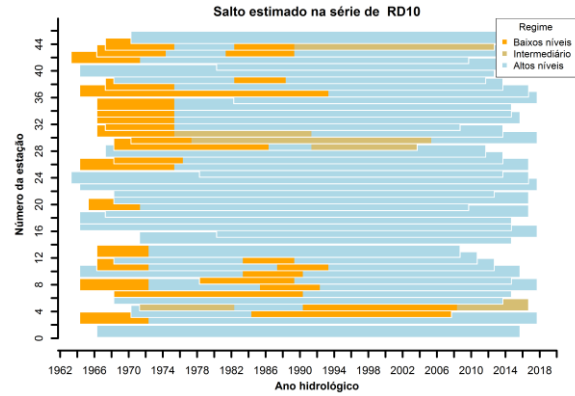
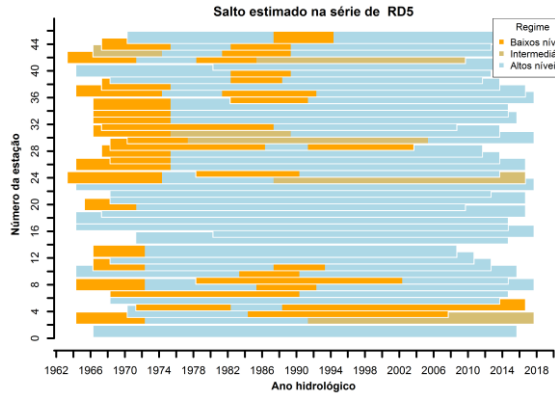
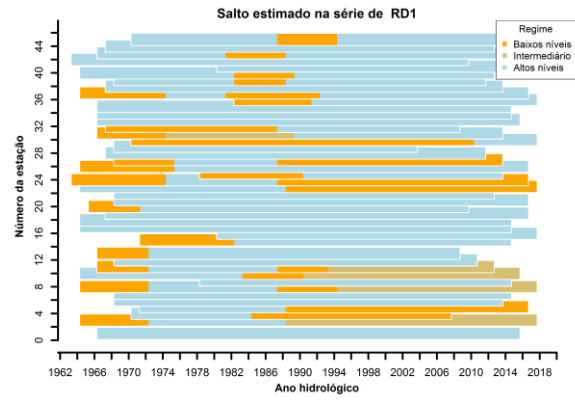
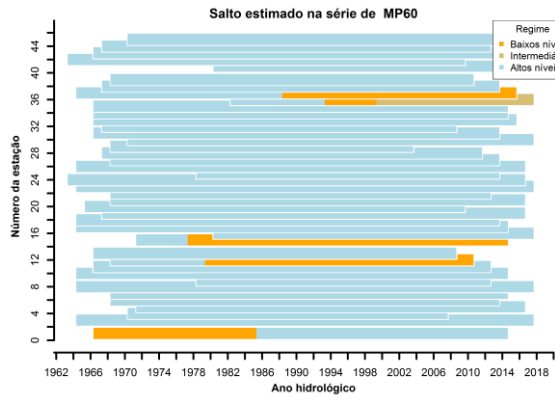


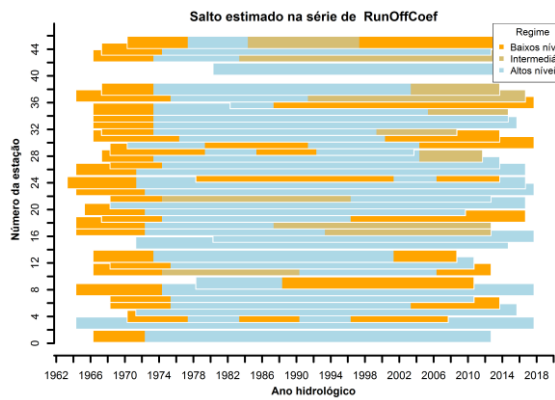
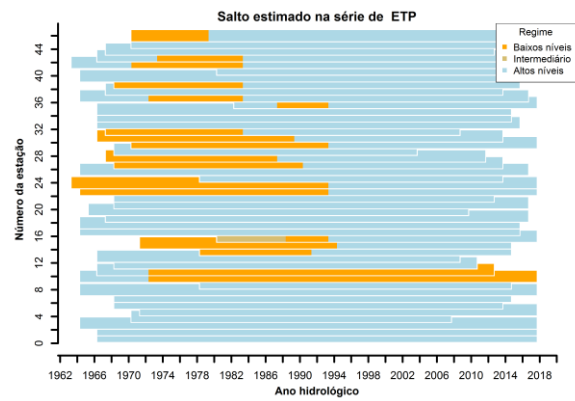
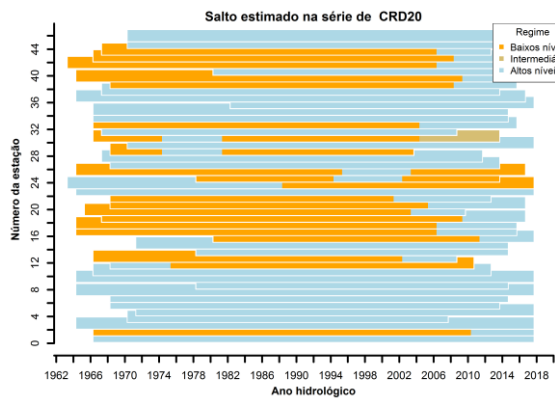
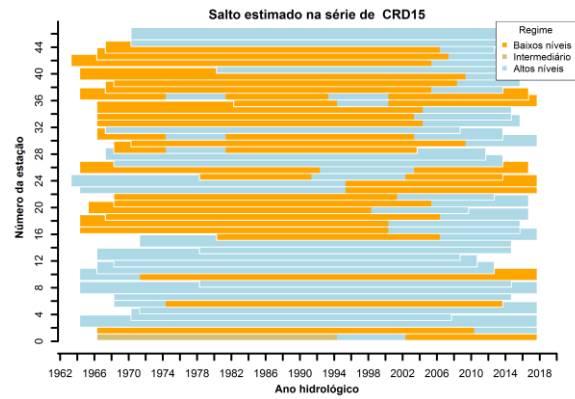
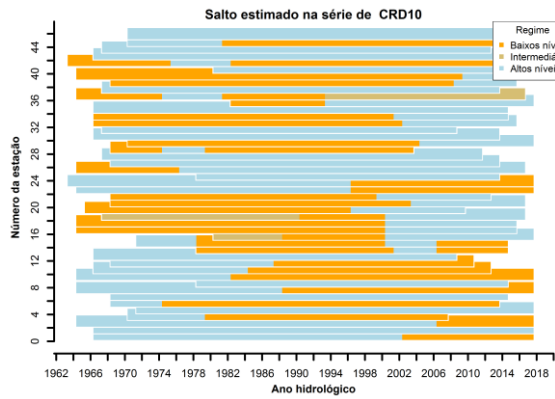
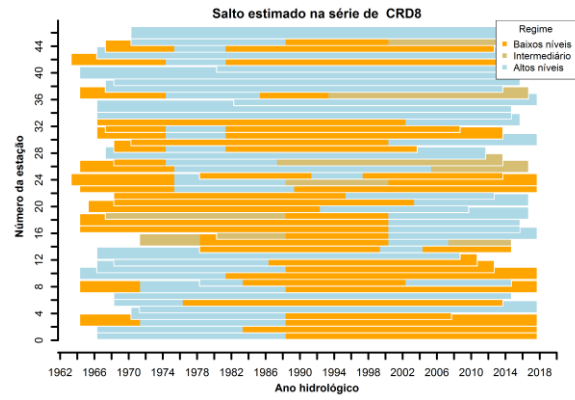
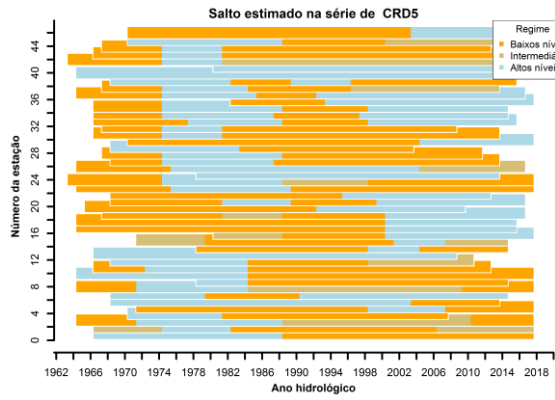


APÊNDICE D. PADRÕES REGIONAIS DE SALTOS DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS CONSIDERADAS NESTE ESTUDO.

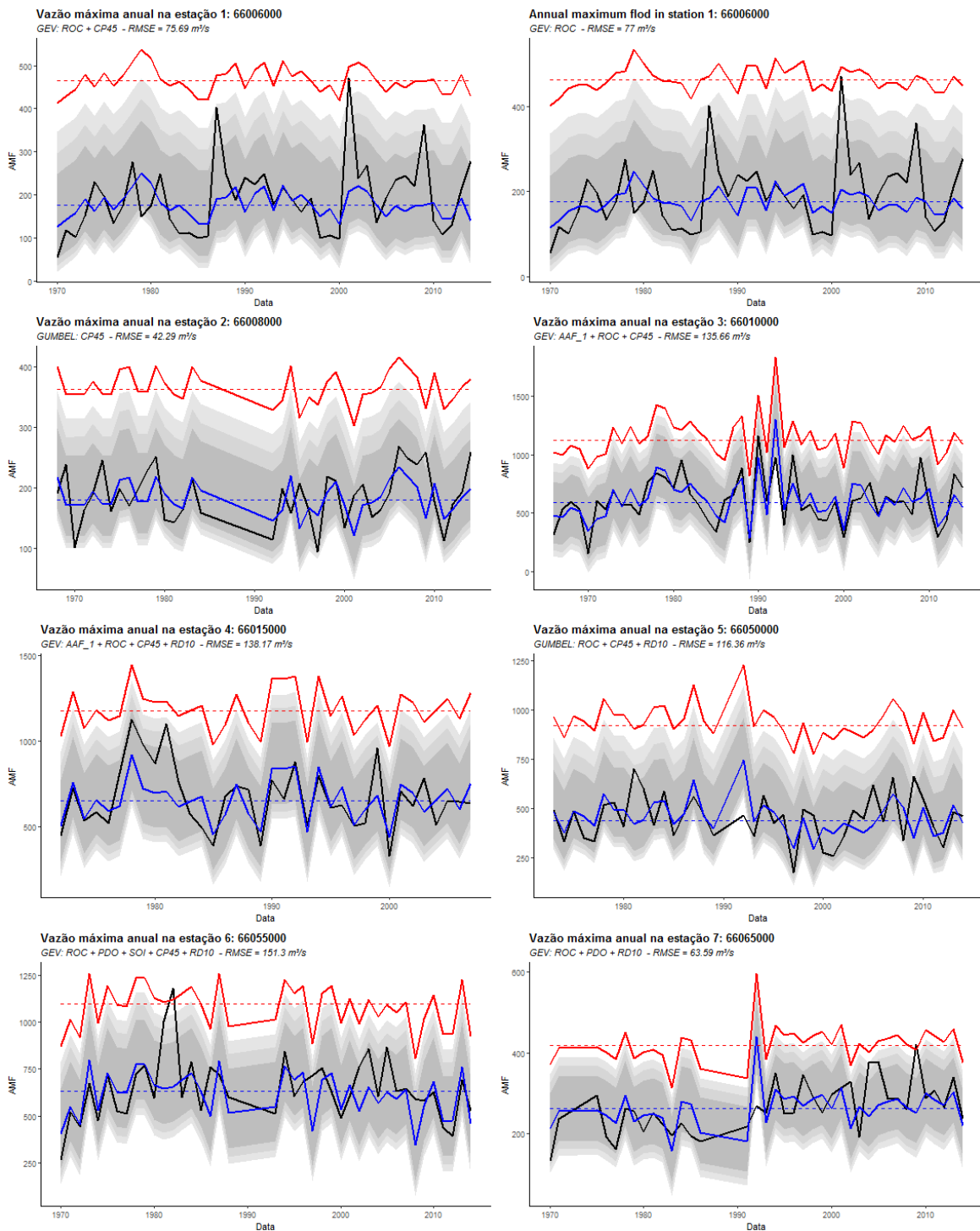


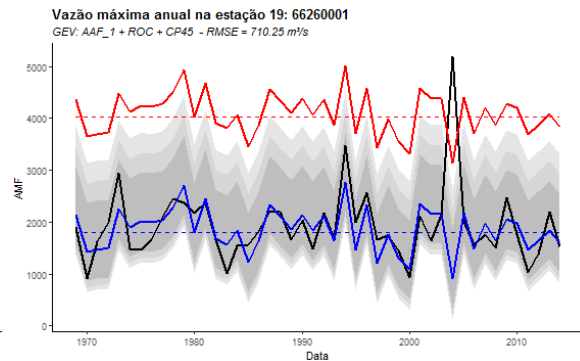
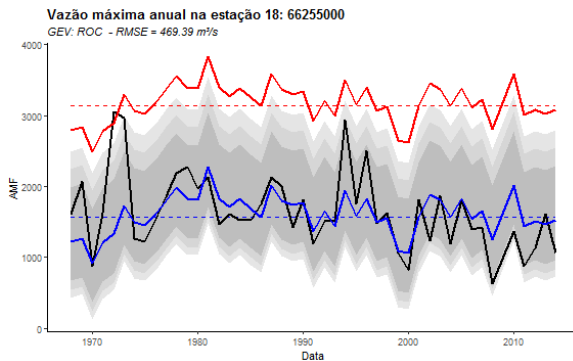
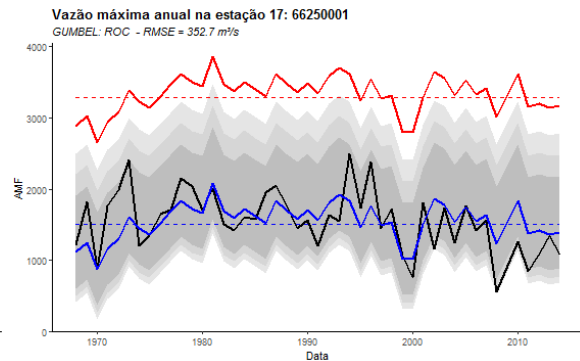
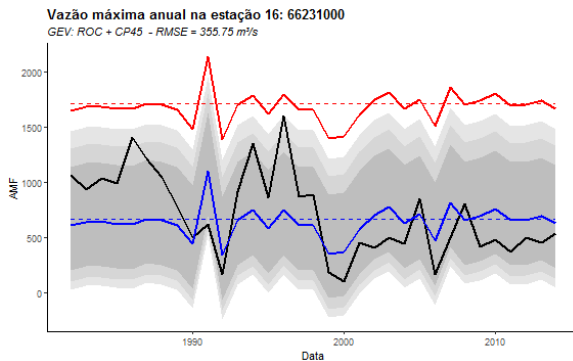
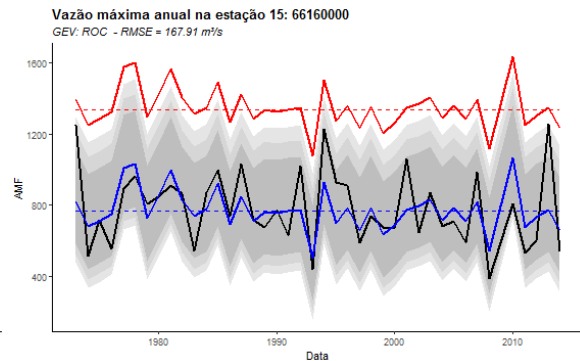
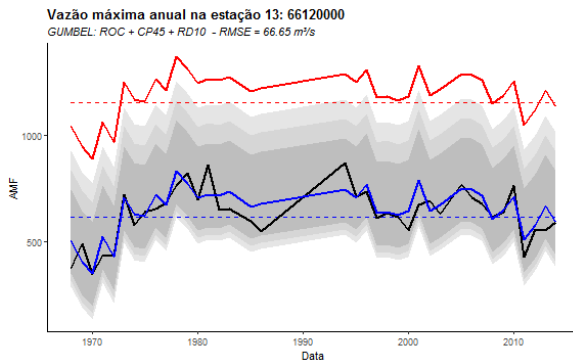
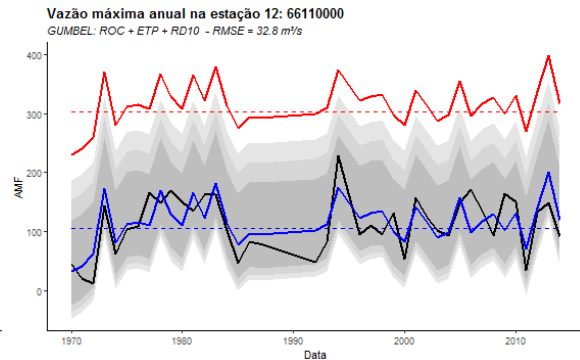
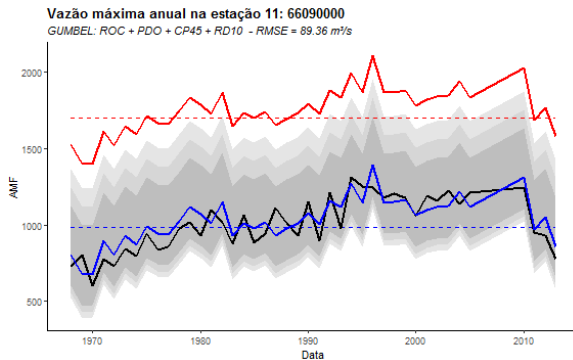
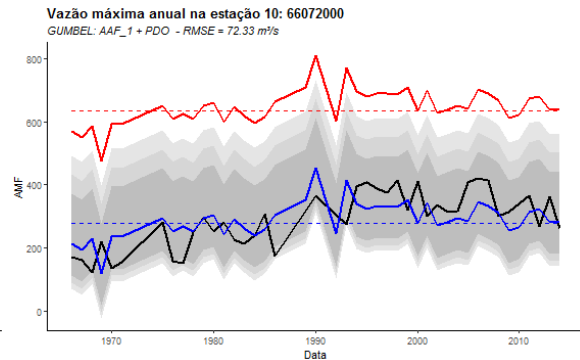
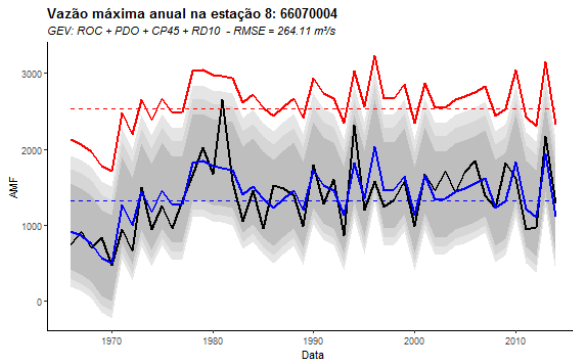


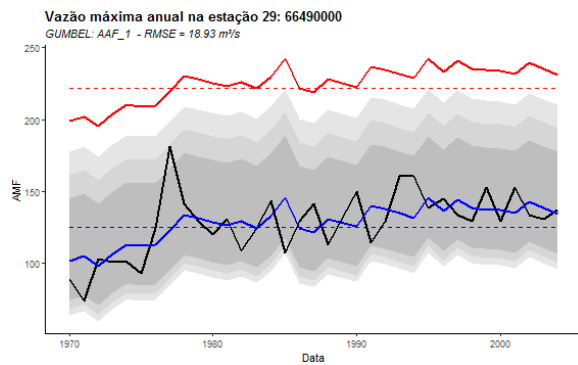
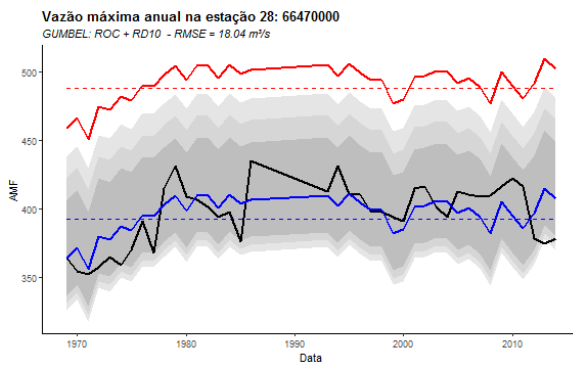
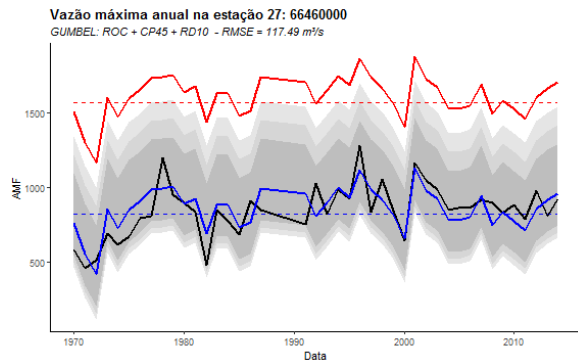
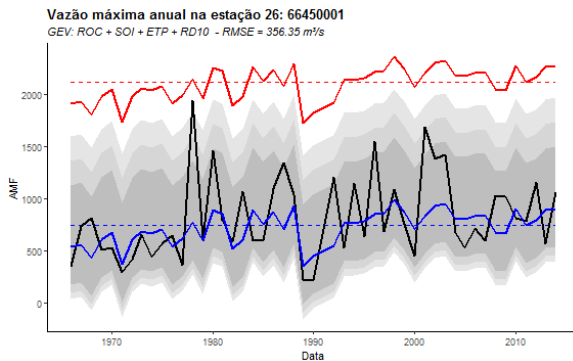
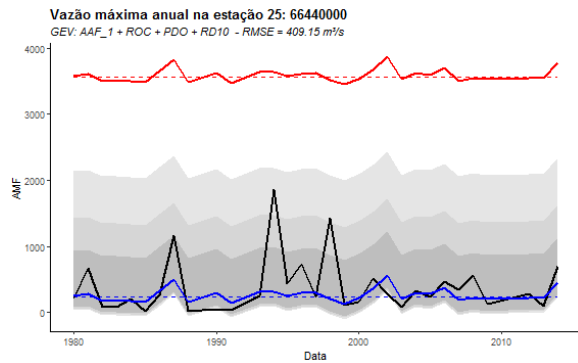
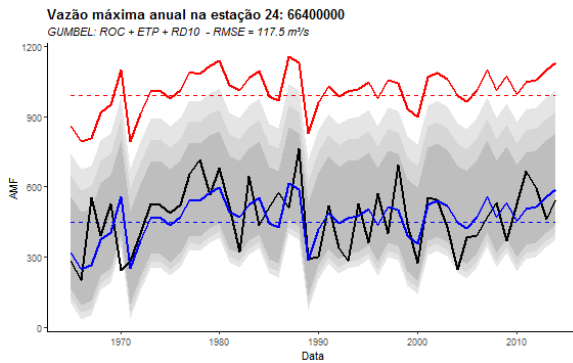
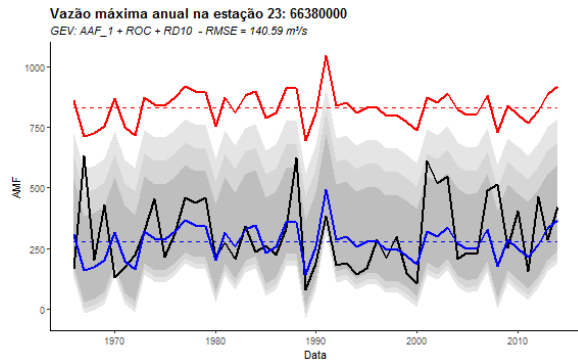
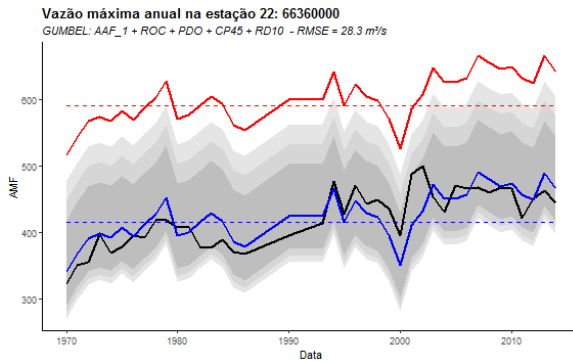
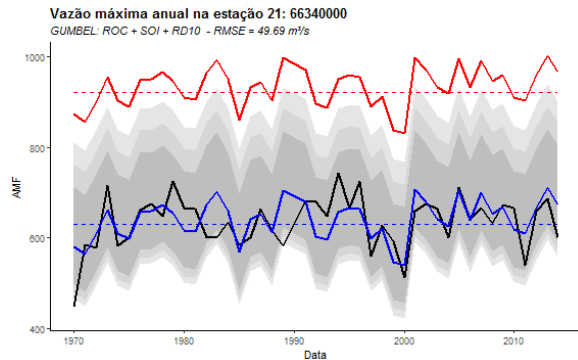
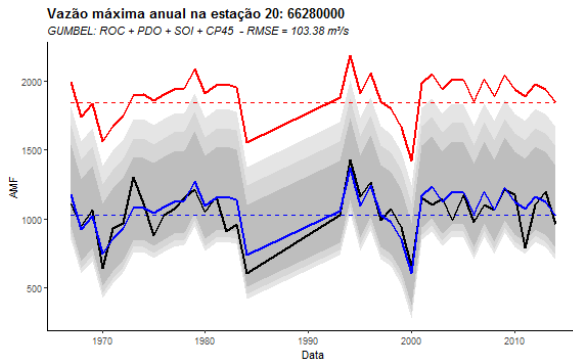


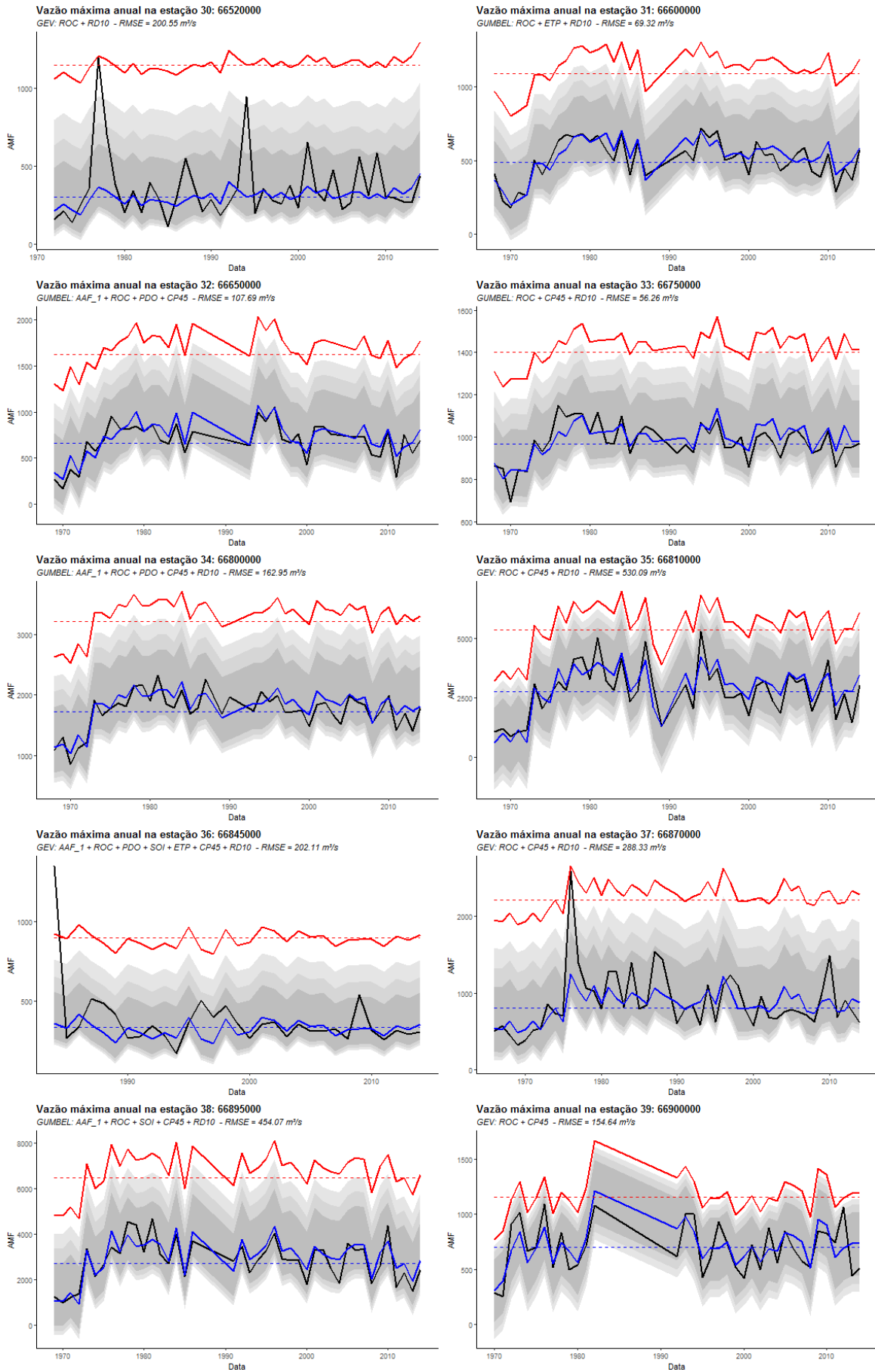


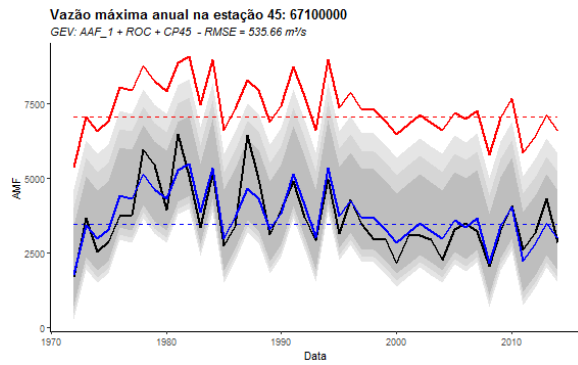
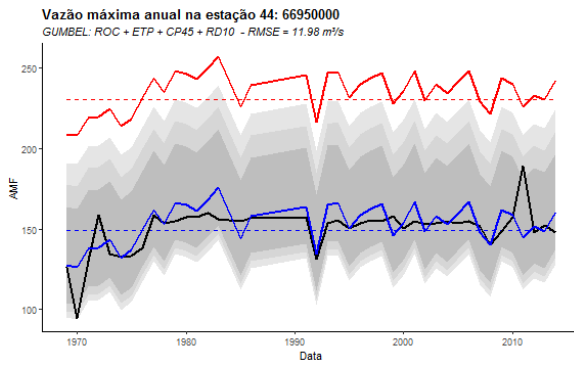
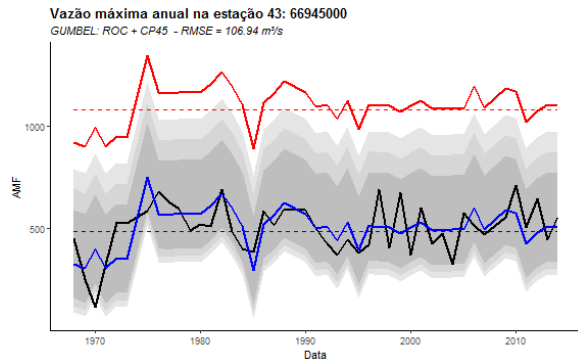
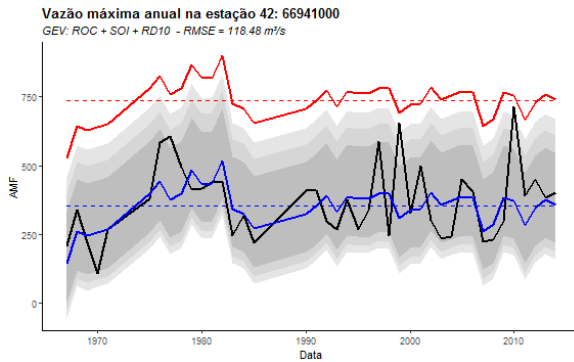
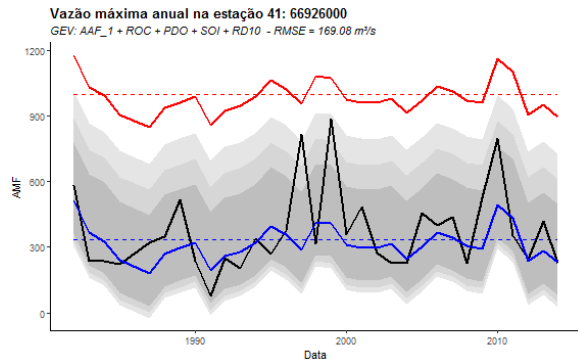
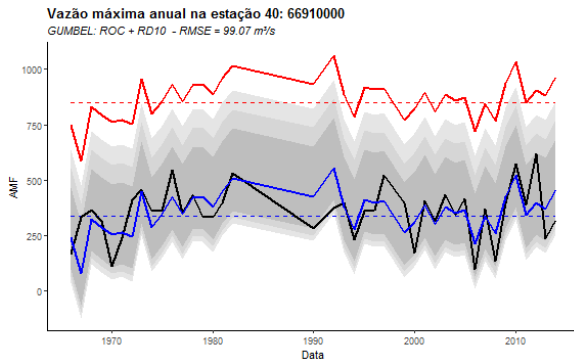
APÊNDICE E. AJUSTES NÃO ESTACIONÁRIOS DA DISTRIBUIÇÃO DE VALORES EXTREMOS ÀS ESTAÇÕES ESTUDADAS.



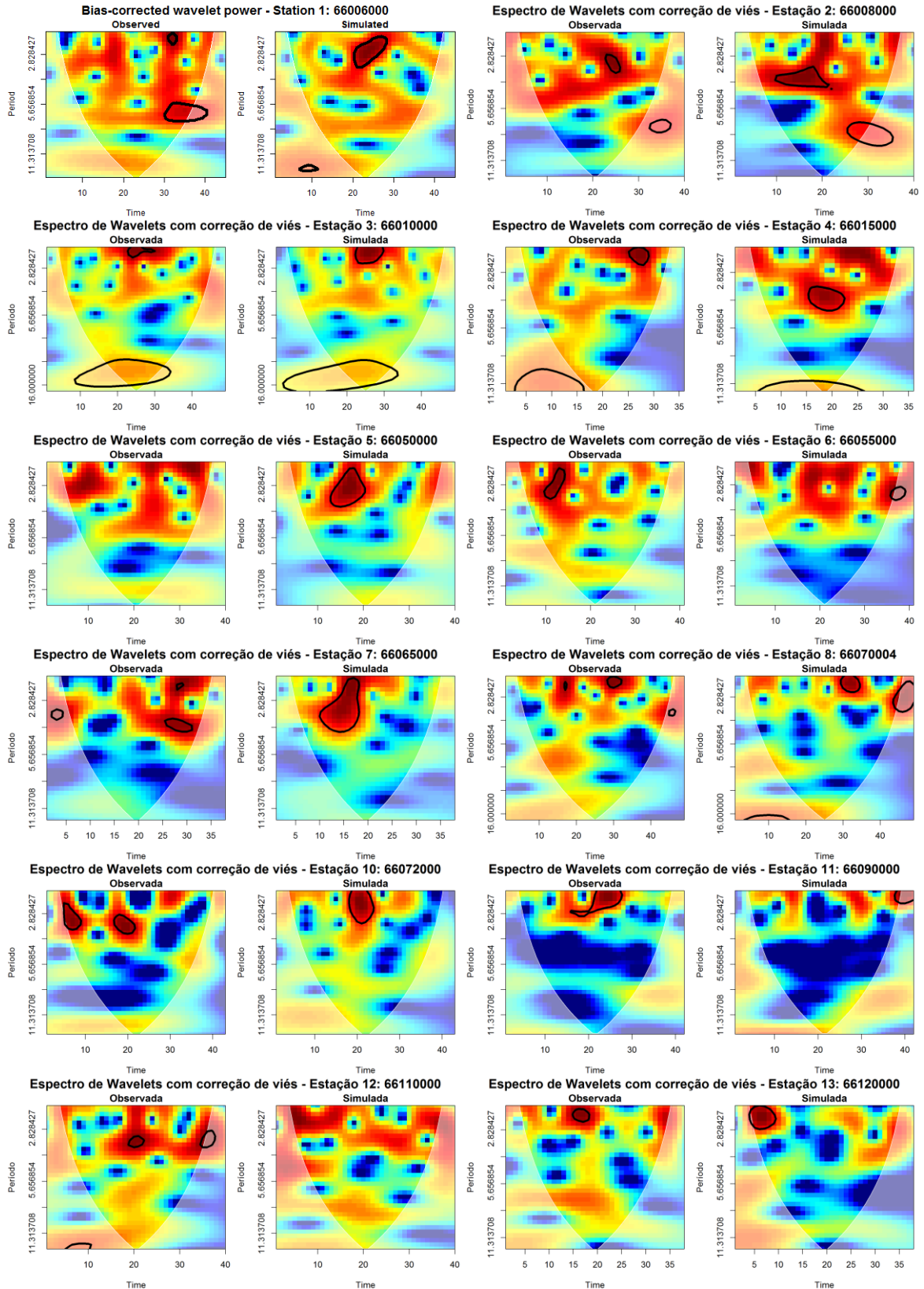


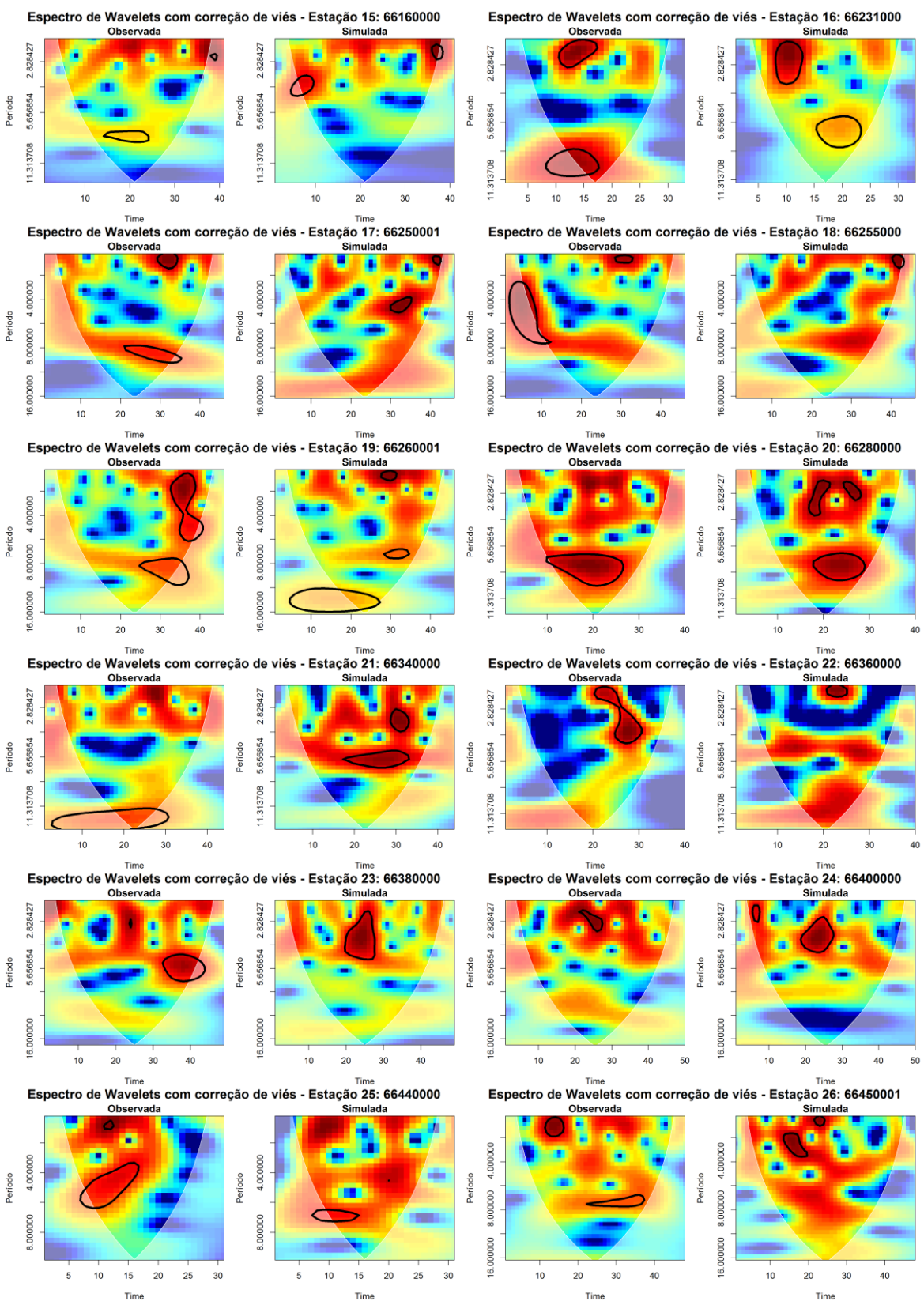


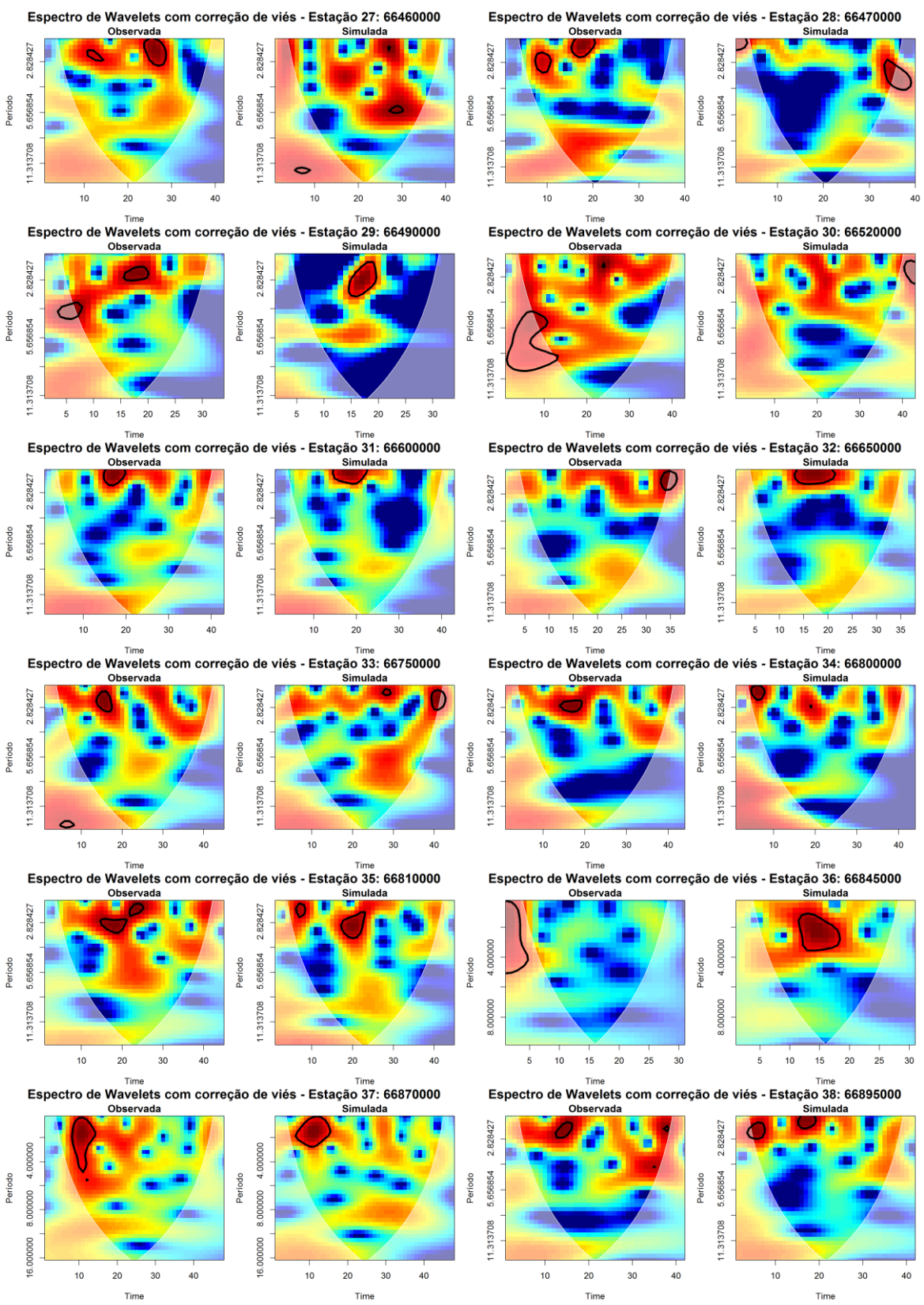




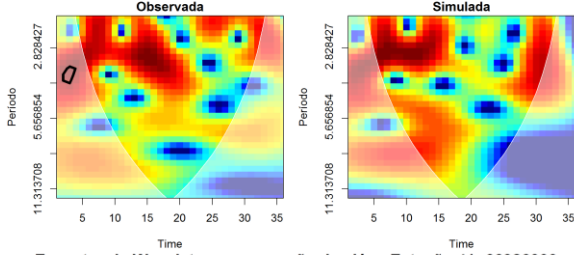
APÊNDICE F. COMPARAÇÃO DOS ESPECTROS DE ONDALETAS OBSERVADOS NAS SÉRIES DE QMAX (À ESQUERDA DE CADA PAINEL) E DAS MEDIANAS DAS 1.000 SÉRIES SIMULADAS (À DIREITA DOS PAINÉIS).



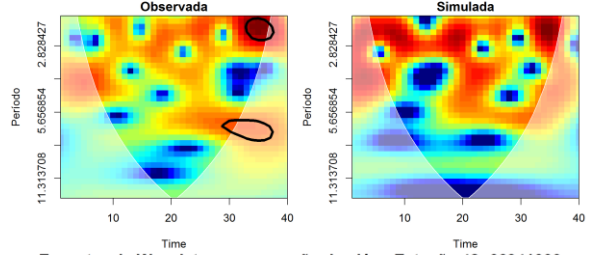




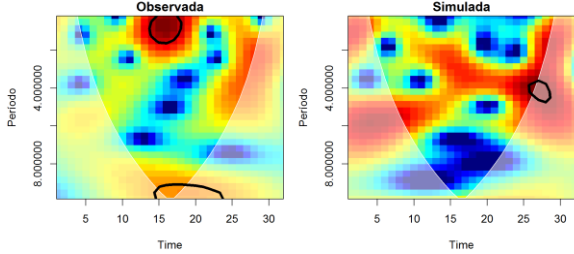
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 39: 6690000



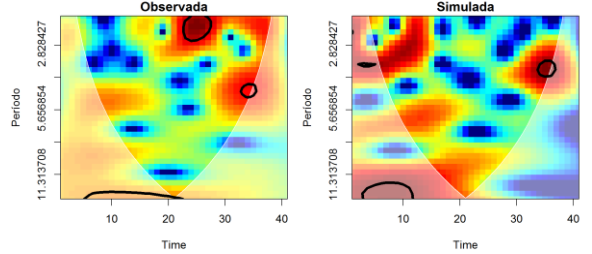
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 40: 6691000



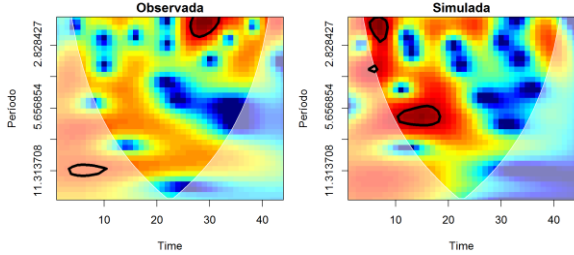
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 41: 6692600



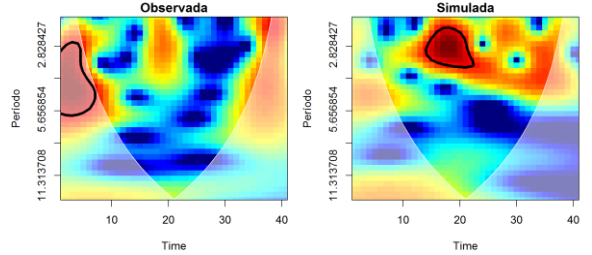
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 42: 6694100



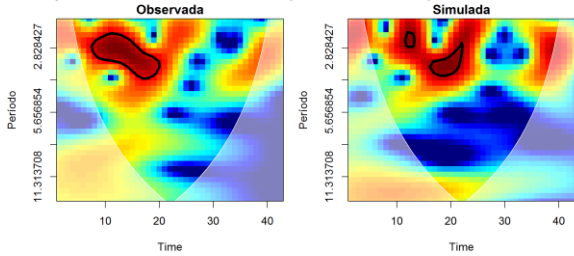
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 43: 6694500



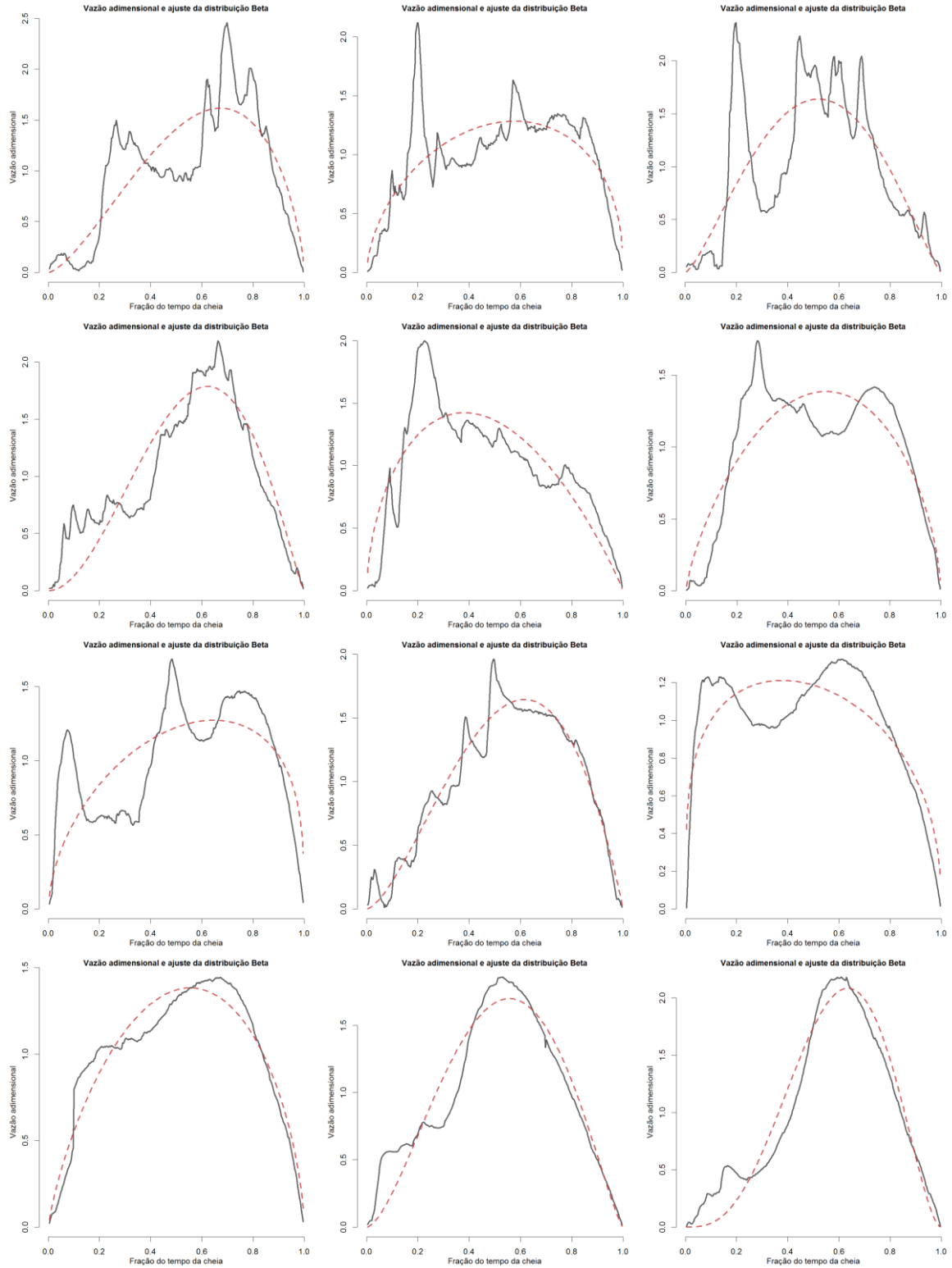
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 44: 6695000

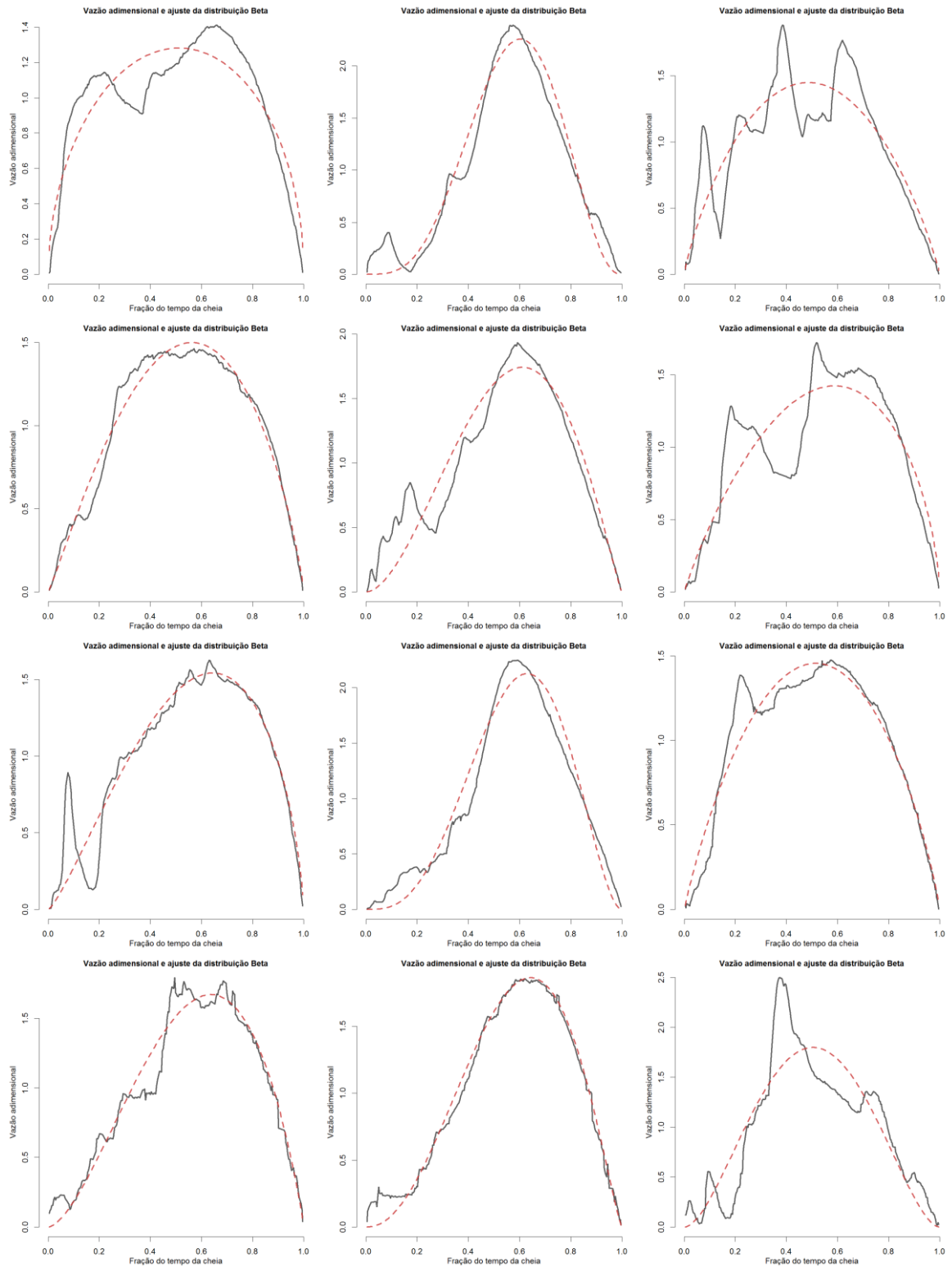


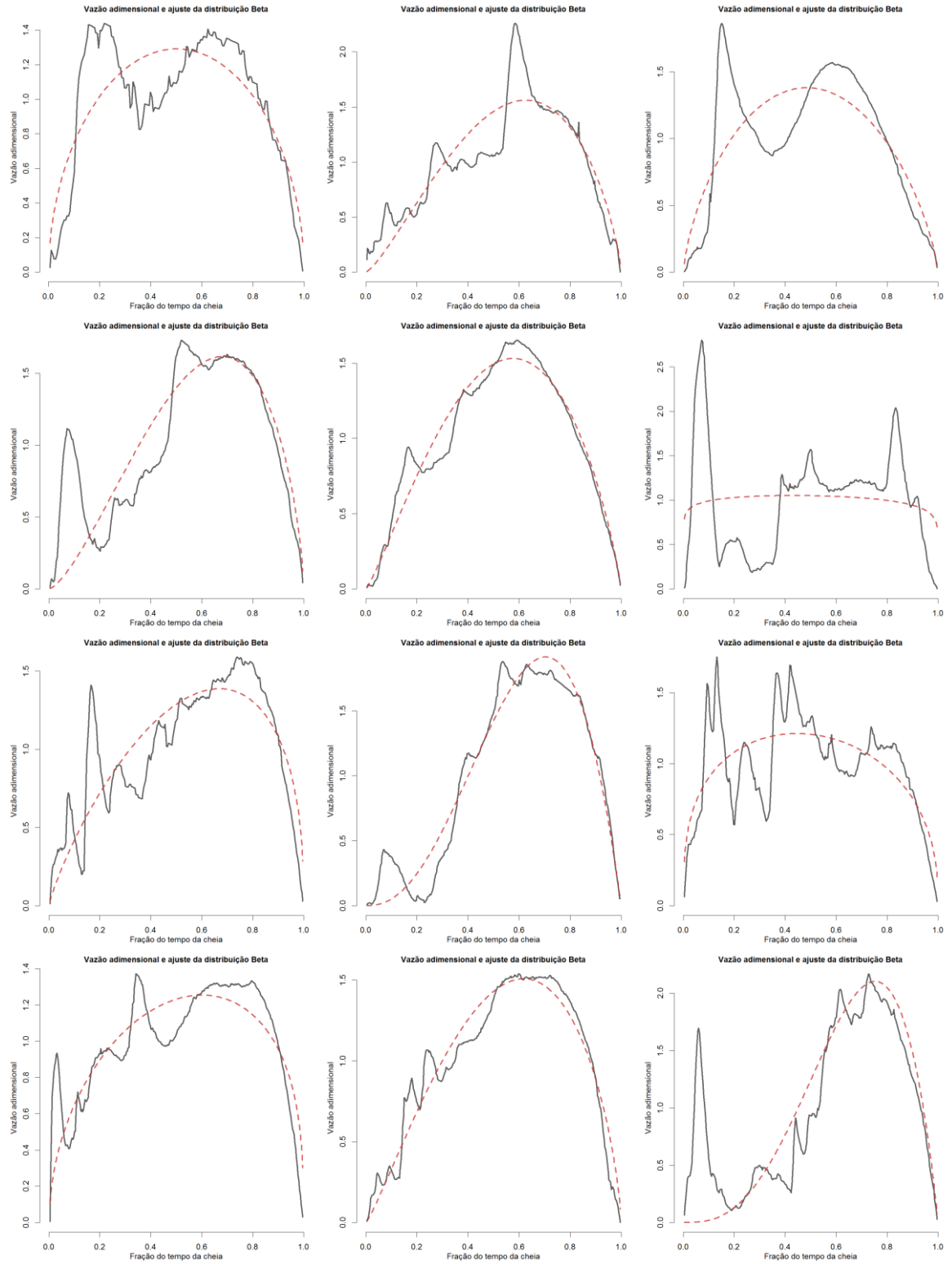
Espectro de Wavelets com correção de viés - Estação 45: 6710000

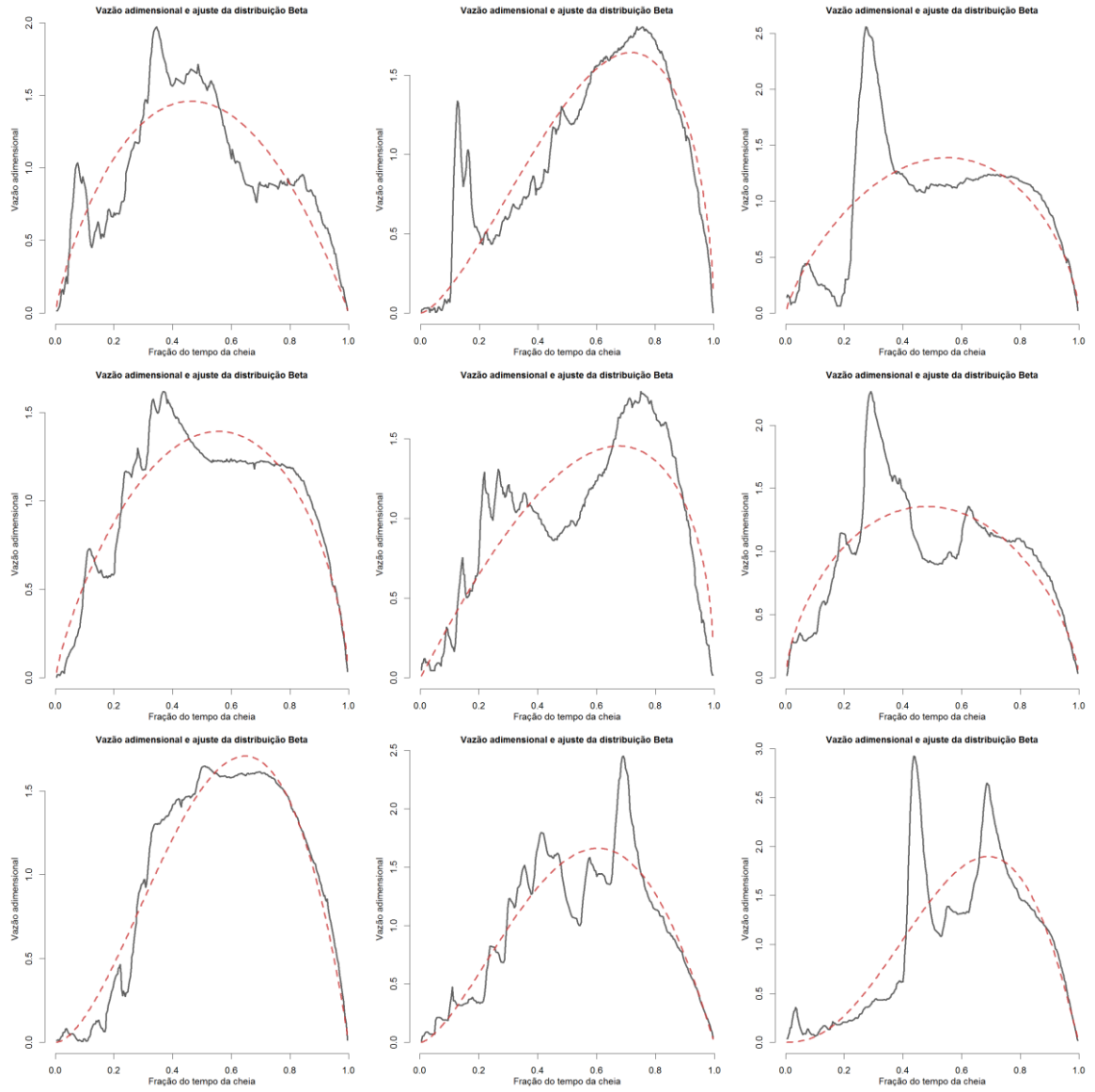


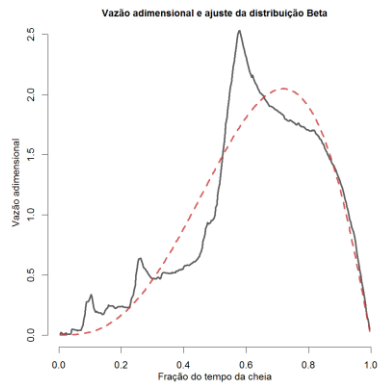
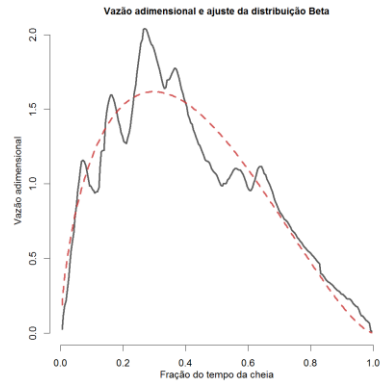
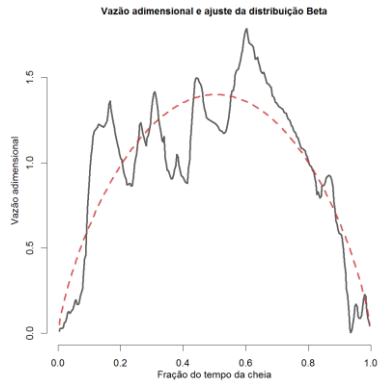
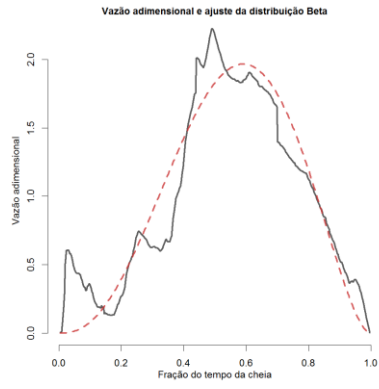
APÊNDICE G. AJUSTES DA DISTRIBUIÇÃO BETA ÀS CHEIAS DA ESTAÇÃO PORTO MURTINHO.



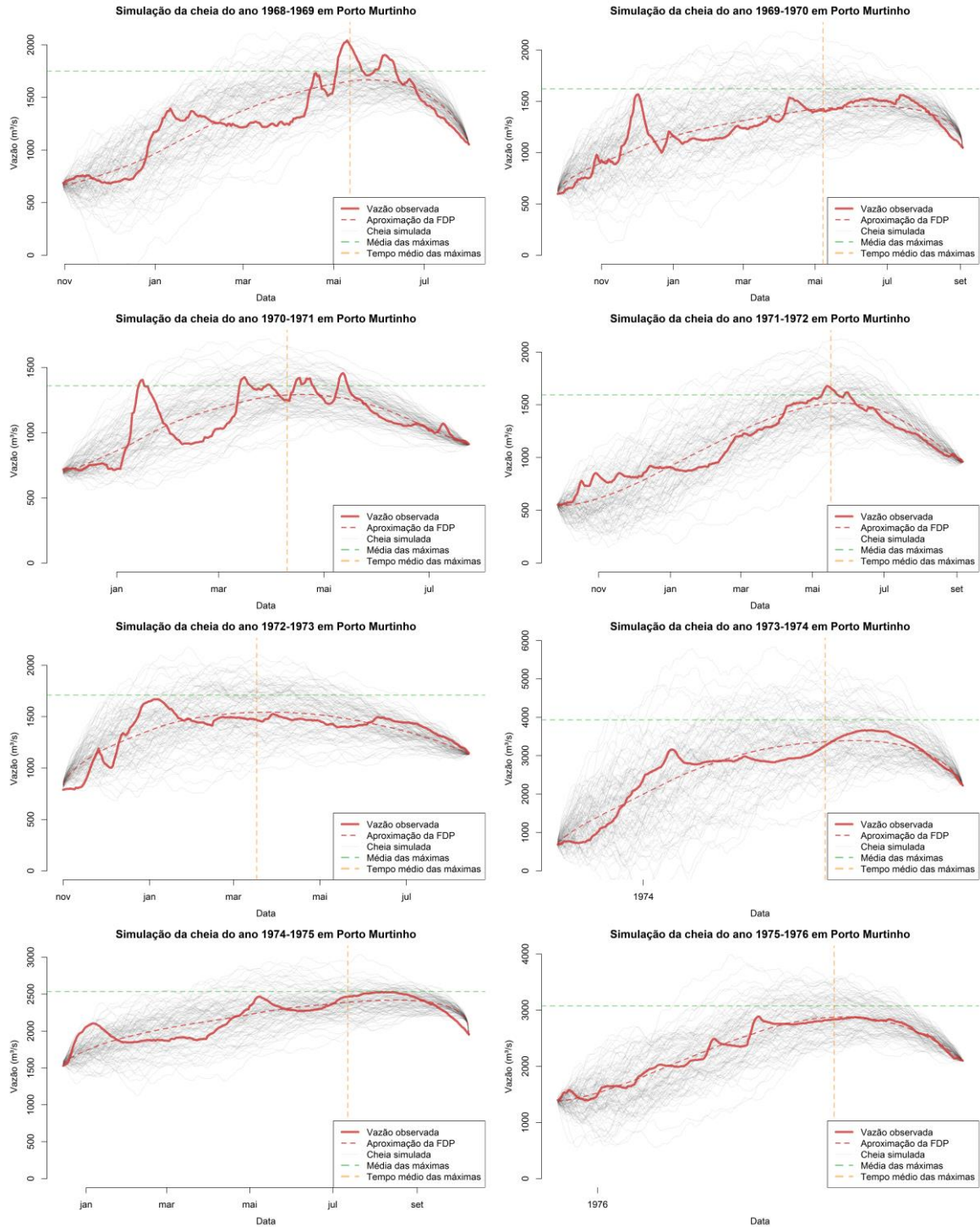


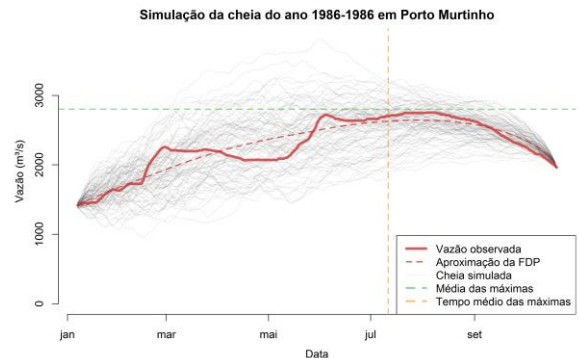
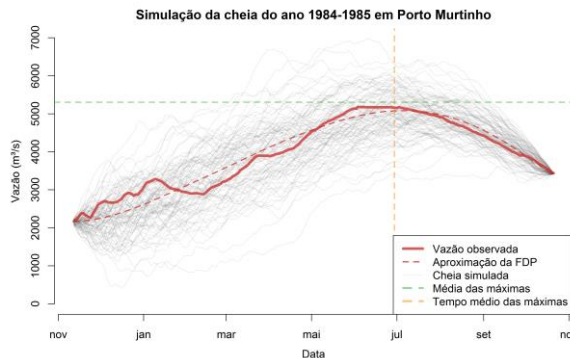
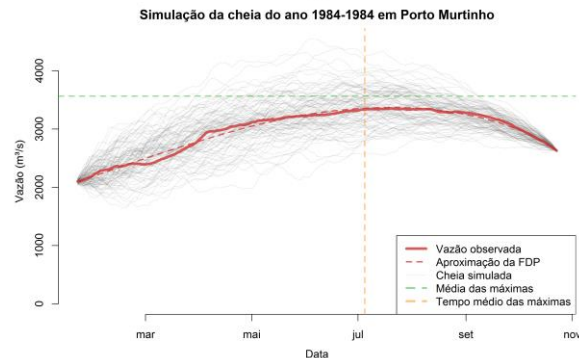
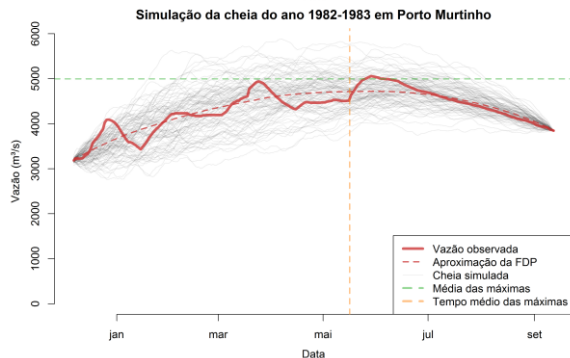
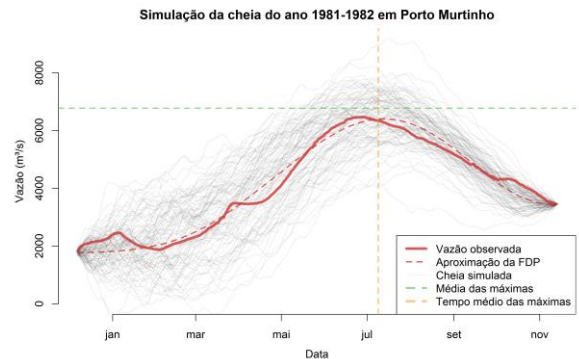
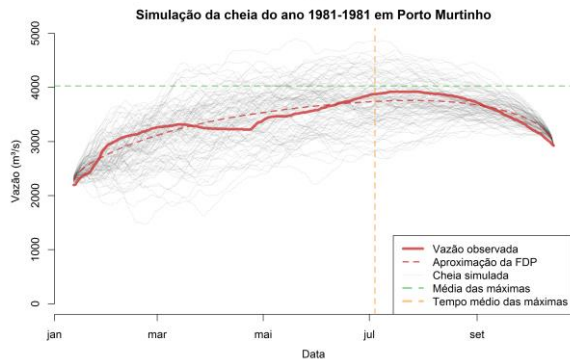
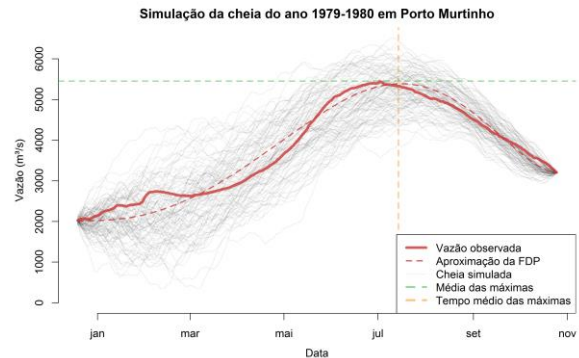
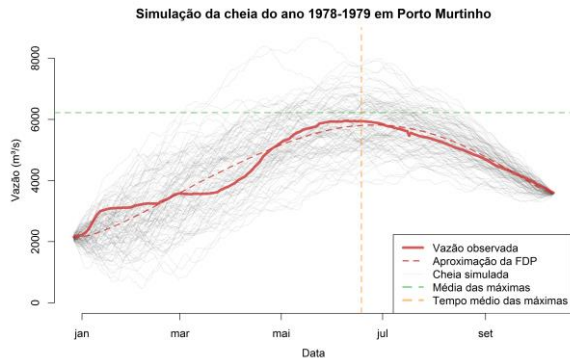
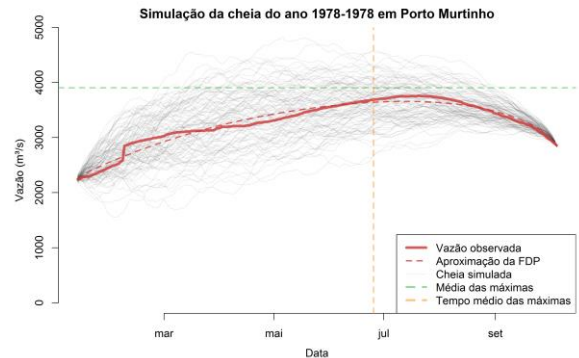
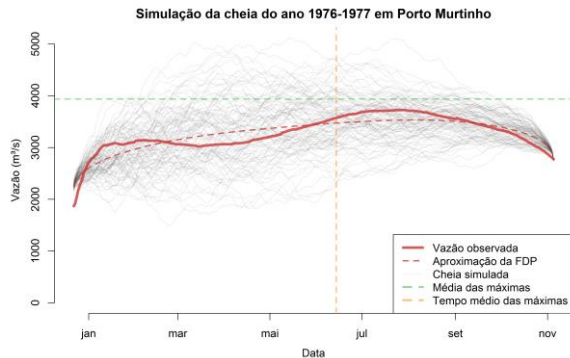


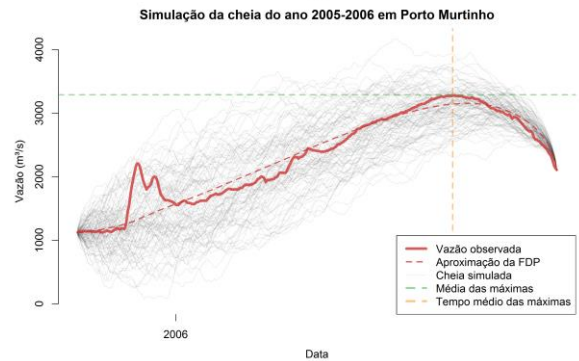
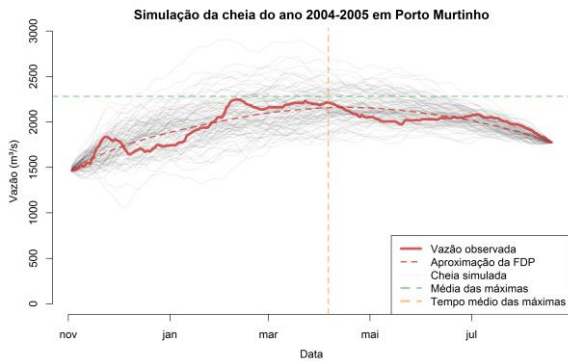
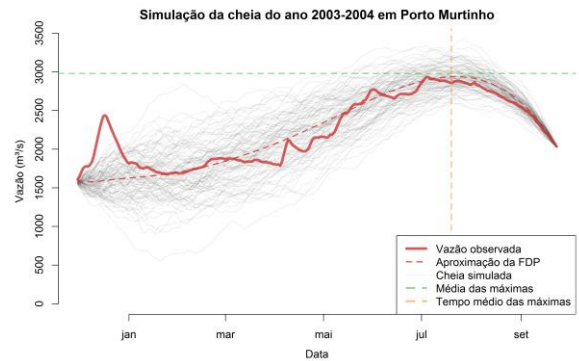
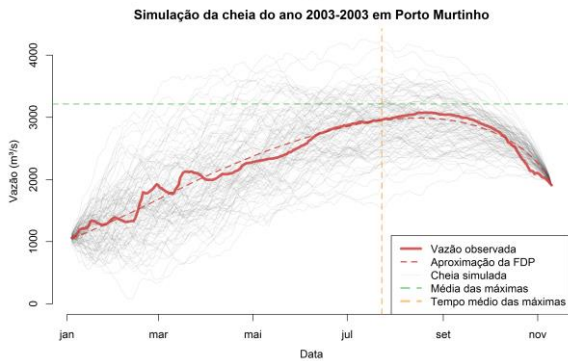
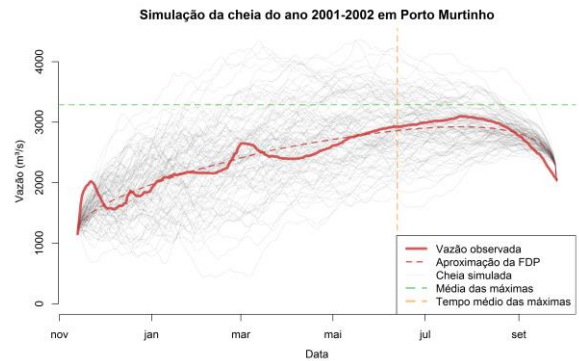
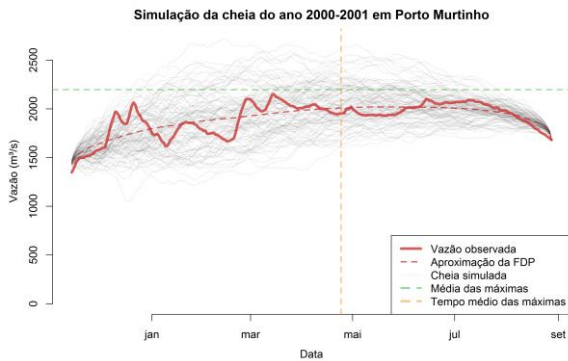
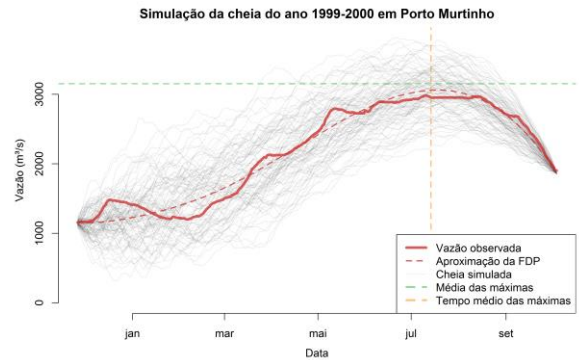
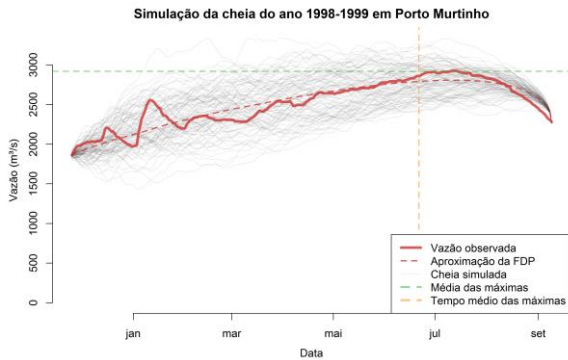
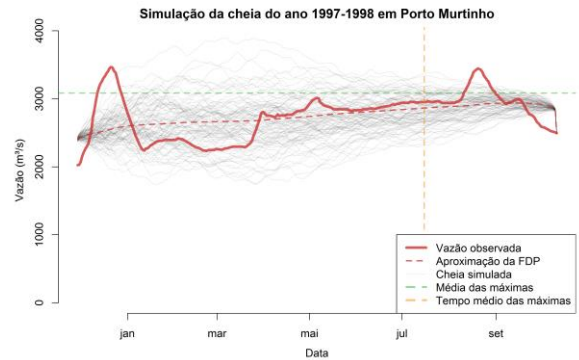
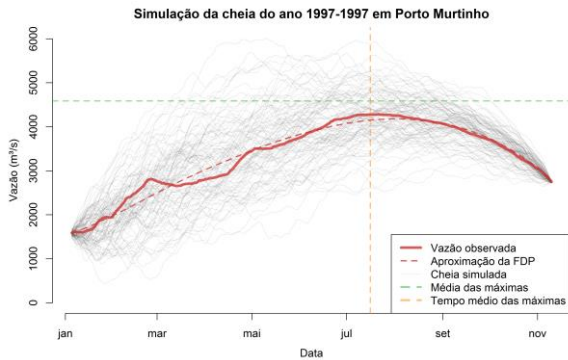


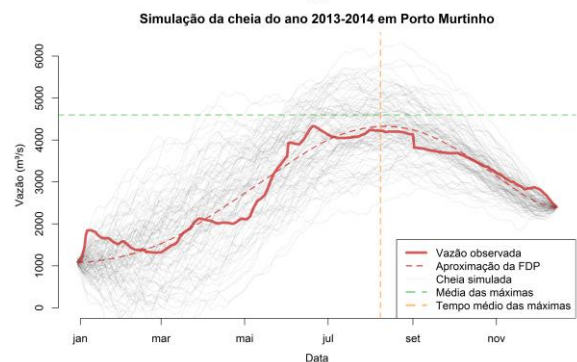
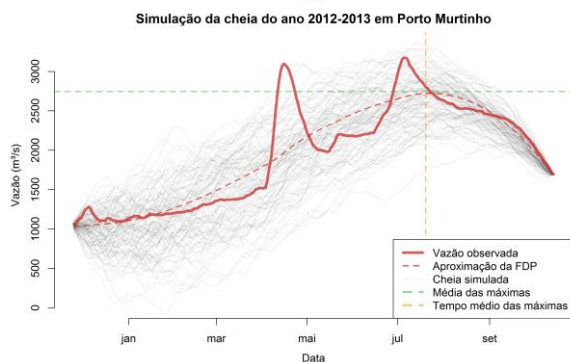
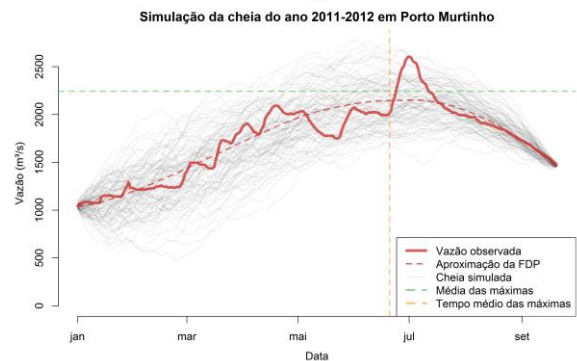
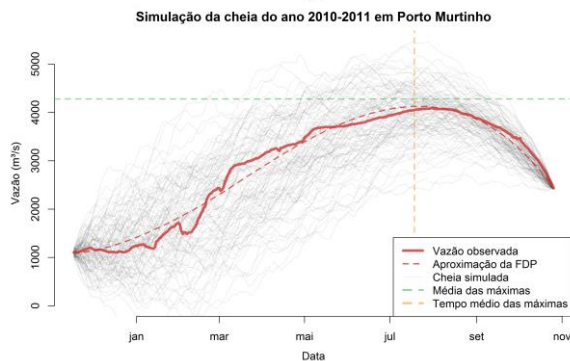
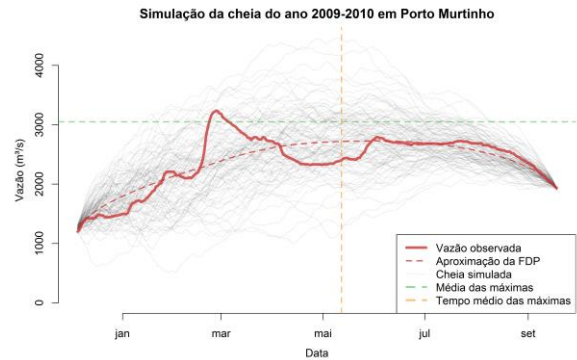
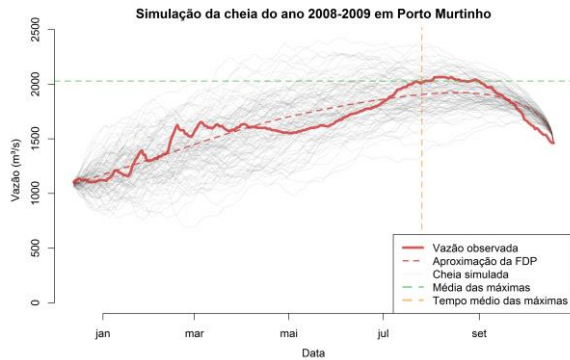
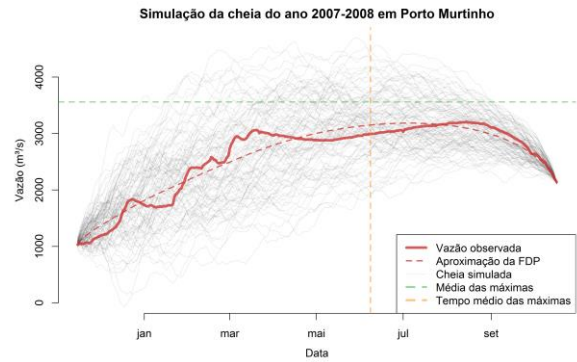
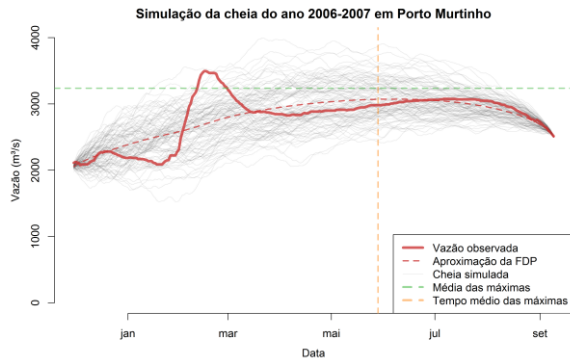


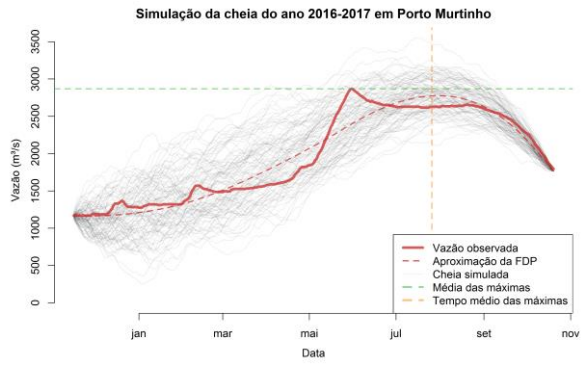
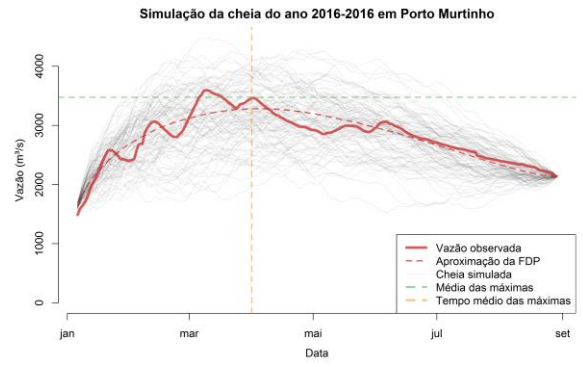
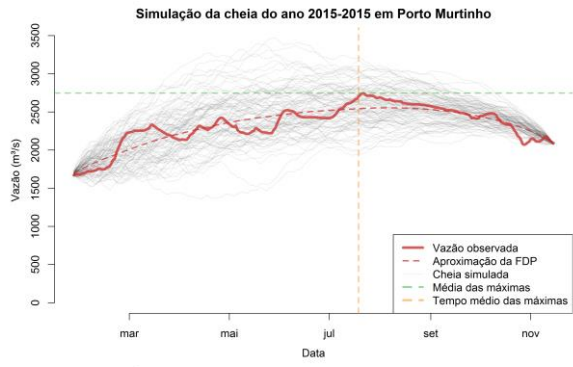
APÊNDICE H. SIMULAÇÃO DAS CHEIAS EM PORTO MURTINHO, UTILIZANDO-SE A DISTRIBUIÇÃO BETA E SIMULAÇÕES DOS ERROS.











APÊNDICE I. DESCRIÇÃO DA CHEIA DE 1981/1982.

A maior vazão registrada na estação Porto Murinho, localizada no trecho mais à jusante da área de estudo, foi observada em 26/06/1982 e alcançou a vazão de pico de 6.456 m³/s. É objetivo deste apêndice uma descrição sumária dos elementos formadores da referida cheia. Essa descrição contempla os principais elementos das metodologias utilizadas ao longo desta tese.

A série histórica de vazões diárias da estação é indicada na Figura A.0.1. Nessa figura, são apresentadas as vazões médias diárias observadas (linha preta), as vazões de base (linha azul clara) e indicações das vazões iniciais e de pico da cheia ocorrida em 1982. Um sumário dos elementos formadores da cheia é apresentado na Tabela A.2.

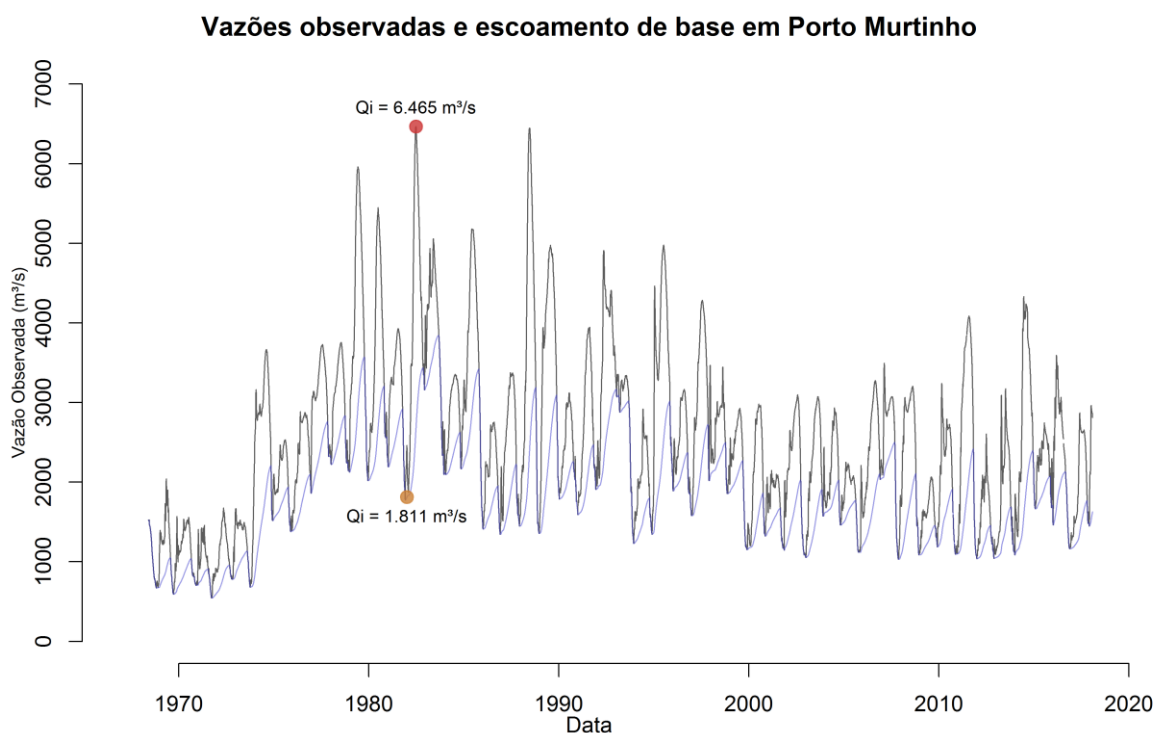


Figura A.0.1: Vazões observadas na estação Porto Murinho com indicação das vazões mínimas e máximas observadas no ano de 1982.

O sumário da Tabela A.2 inclui a data da vazão de pico, a vazão de pico, a vazão média anual, vazão média do ano anterior e a vazão inicial do ano hidrológico. Além desses dados, a tabela inclui parâmetros estimados a partir da aproximação do hidrograma de cheias utilizando-se a aproximação com a FDP Beta, cuja metodologia é apresentada no item 4.7. Com relação a essas variáveis são apresentados o volume da cheia, a duração do hidrograma de cheia, os parâmetros ajustados da função Beta e a assimetria e curtose

estimados a partir dos parâmetros da FDP Beta. Além dessas variáveis, também são apresentados variáveis meteorológicas (precipitação média acumulada no ano, precipitação média máxima, dias com ao menos 10 mm de chuva e evapotranspiração) e climáticas de larga escala observadas ao longo do ano hidrológico.

A cheia de 1981 corresponde à maior do histórico de vazões de pico. Além da elevada vazão máxima, foi a terceira maior no que diz respeito às vazões médias anuais. As outras cheias com vazões médias superiores à de 1982 foram são cheias do ano de 1979 e 1983. Pela Figura A.0.1 observa-se que a cheia de 1979 também apresentou uma vazão de pico, alta, correspondendo à terceira maior vazão do histórico de registros. O volume estimado do hidrograma desta cheia foi, porém, menor do que o da cheia de 1982, totalizando $41,5 \times 10^9 \text{ m}^3$, quinto maior do histórico.

Tabela A.2: Sumário das principais características da cheia de 1982.

Parâmetro	Valor observado	Ranking no histórico
Data da vazão de pico	26/06/1982	-
Vazão de pico	6.465 m ³ /s	1
Vazão média anual	4.026 m ³ /s	3
Vazão média do ano anterior	3.173 m ³ /s	10
Vazão inicial	1.811 m ³ /s	16
Volume da cheia	47,7 x 10 ⁹ m ³	4
Duração do hidrograma de cheia	342 dias	11
Parâmetros ajustados da função Beta	4,93 e 2,58	-
Assimetria e curtose	-0,40 e 2,65	8 e 14
Precipitação média acumulada no ano	1.556 mm	7
Precipitação média máxima	21,5 mm	43
Coefficiente de RunOff	0,142	3
Dias com ao menos 10 mm de chuva	48	20
Evapotranspiração	1.762 mm	9
AMO	0,010	20
Manchas solares	150	5
NINO12	-0,170	18
NINO3	0,290	17
NINO34	0,070	11
NINO4	0,100	11
PDO	0,670	9
SOI	0,410	13

Por outro lado, a cheia de 1983 não apresentou um pico elevado, apesar da elevada vazão média e inicial. Esta última cheia apresentou a maior vazão inicial do histórico de vazões

iniciais ($3.186 \text{ m}^3/\text{s}$), porém um volume de cheia que foi o 24º maior do histórico ($19,7 \times 10^9 \text{ m}^3$), implicando que o pico da cheia fosse atenuado e, apesar das condições favoráveis para ocorrência de cheias ao início do ano de 1983, a vazão de pico fosse de $5.058 \text{ m}^3/\text{s}$ (6º maior do histórico).

No ano de 1982, outro elemento favorável à formação de volumes elevados de cheia foi o coeficiente de *RunOff* (0,142, sendo o 3º maior do histórico). De fato, o ano de 1981 é o sexto ano de uma sequência de nove anos consecutivos de produção de escoamento superficial acima da média. Portanto, além das condições favoráveis associadas a uma vazão inicial elevada, também uma sequência de anos com um elevado potencial de produção de escoamento superficial favoreceu um volume elevado de cheias no ano de 1982.

Ao contrário do que se poderia esperar do clima, não houve comportamento fora do comum nem em termos de precipitações totais acumuladas elevadas (1.556 mm de chuva, sendo o 7º maior do histórico), nem das precipitações de pico ($21,5 \text{ mm}$, correspondendo à 43ª maior do histórico) ou do número de eventos com precipitações médias na bacia acima de 10 mm (39 dias, sendo o 20º ano com maior número de dias chuvosos no histórico). As precipitações observadas ao longo do período de setembro de 1981 a agosto de 1982 são apresentadas na Figura A.0.2.

A vazão de pico elevado do ano de 1982, portanto, foi uma combinação de uma vazão inicial moderada ($1.811 \text{ m}^3/\text{s}$) e um volume de cheia elevado ($47,7 \times 10^9 \text{ m}^3$, 4º maior volume do histórico). Esse volume elevado das cheias no ano de 1982 ocorreu em virtude de uma combinação de chuvas pouco acima da média, e um potencial elevado de produção de escoamento superficial, dadas as condições de umidade antecedente na bacia.

Ainda que os eventos meteorológicos ocorridos ao longo do ano de 1982 não tenham comportamento que desvie significativamente do comportamento médio, foram avaliados quais eventos meteorológicos predominaram na bacia do longo do ano. Isso foi feito por meio das trajetórias de tempestades nos 48 eventos em que a precipitação superou 10 mm de chuva. Os principais eventos de chuvosos, conforme indicado na Figura A.0.2, foram observados entre os dias 31/01/1982 e 08/02/1982 e entre os dias 01/03/1982 e 12/03/1982. Na Figura A.0.3 são apresentadas algumas trajetórias de tempestades representativas desses dois eventos de precipitações ocorridos.

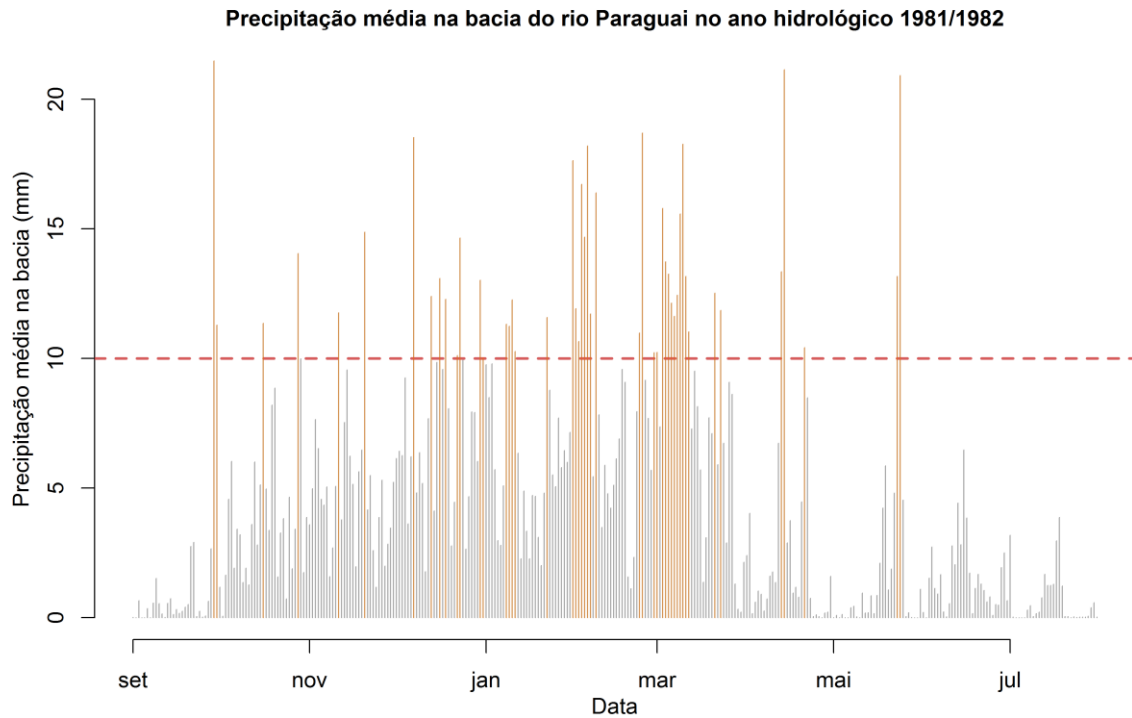


Figura A.0.2: Precipitações médias na bacia de contribuição à estação Porto Murtinho observadas ao longo do período hidrológico de 1981/1982, com destaque aos eventos que superaram 10 mm de chuvas.

Por essa figura, observam-se configurações complexas de tempestades, com trajetórias típicas de frentes frias combinadas com umidade da Amazônia, além de trajetórias decorrentes do Oceano Pacífico e Oceano Atlântico tropical. Em Cáceres, essa combinação de trajetórias indicaria cheias pouco pronunciadas, uma vez que três relações significativas foram identificadas na Figura 5.10: quanto maior o número de trajetórias do Atlântico Norte, maior as cheias; e quanto maior o número de trajetórias do Atlântico Sul e Oceano Pacífico, menor as cheias. Contudo, como as precipitações não são o fator determinante da formação da cheia de 1981/1982 e Porto Murtinho, a contribuição dessas trajetórias é menos relevante.

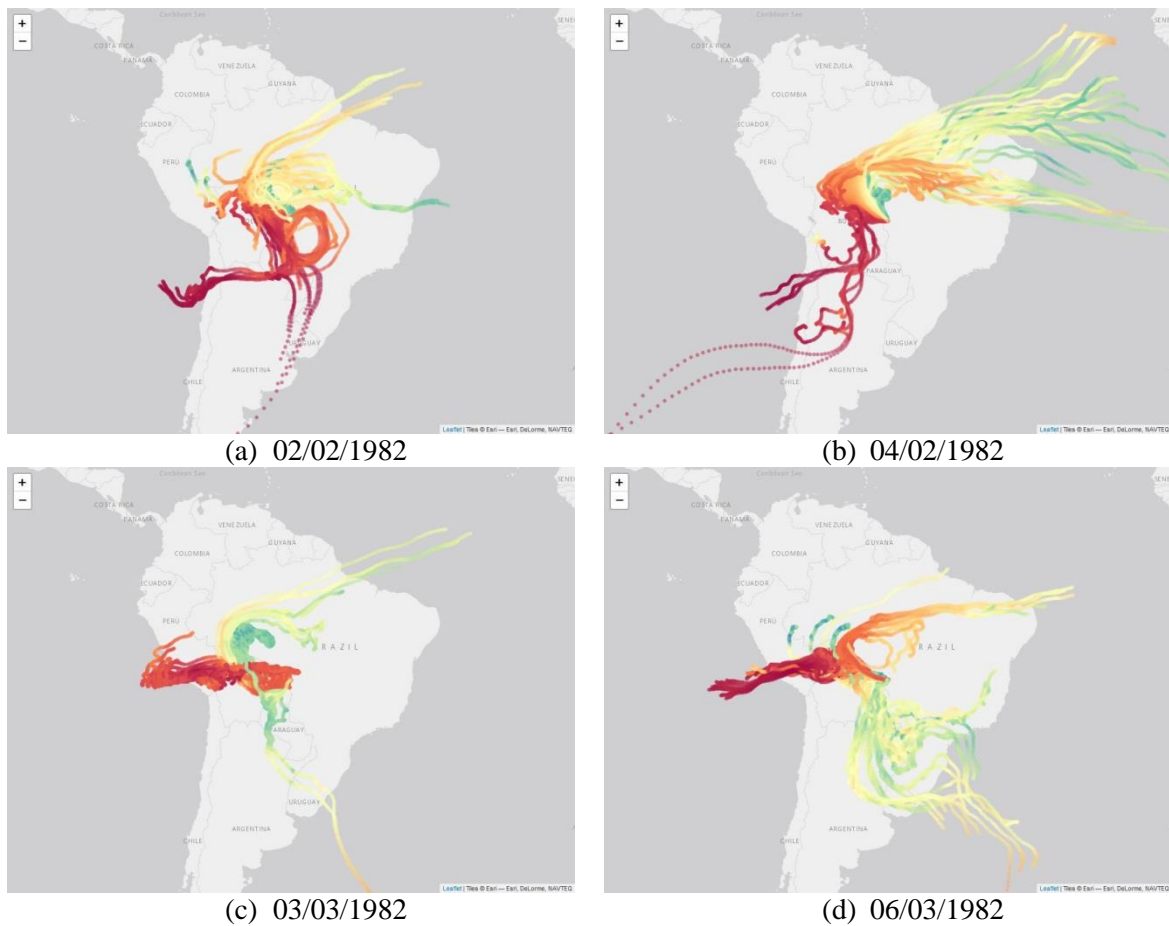


Figura A.0.3: Precipitações médias na bacia de contribuição à estação Porto Murtinho observadas ao longo do período hidrológico de 1981/1982, com destaque aos eventos que superaram 10 mm de chuvas.